Une analyse économique et expérimentale de la fraude à l'assurance et de l'audit

Sameh Borgi

UNIVERSITE PARIS I – PANTHEON SORBONNE
U.F.R. SCIENCES ECONOMIQUES

(2005-2006)

N° attribué par la bibliothèque
| | | | | | | | | | |

THESE
En vue d'obtenir le grade de Docteur de l'Université de Paris I
Discipline : Sciences Economiques

Présentée et Soutenue le 05 Octobre 2006 par

Sameh BORGI

Une Analyse Economique et Expérimentale de la Fraude à l'Assurance et de l'Audit

Directeur de Thèse

François PANNEQUIN

JURY

M. Daniel Serra, Professeur à l'Université de Montpellier I (Rapporteur)
M. François Pannequin, Maître de conférences à l'école Normale Supérieure de Cachan (Directeur de thèse)
M. Louis Lévy-Garboua, Professeur à l'Université de Paris I (Examinateur)
Mme. Marie Claire Villeval, Directrice de Recherche CNRS – GATE, Lyon (Rapporteur)
M. Serge Blondel, Professeur à l'Institut National d'Horticulture -Angers (Examinateur)
M. Thierry Chauveau, Professeur à l'Université de Paris I (Président)

Introduction Générale

La fraude à l'assurance :

En Amérique du Nord, la fraude à l'assurance représente la seconde source de profits d'origine criminelle, après la vente de drogues illicites. En outre, au Canada, près d'une personne sur quatre connaît quelqu'un qui a commis une fraude en matière d'assurance dans les dommages corporels, et 10 à 15 % des primes d'assurance sont consacrés à ce type de réclamations. Pour tout établissement luttant contre la fraude, l'enjeu est de taille. Il se résume à diminuer efficacement son risque sans restreindre son marché et son niveau de service, ni pénaliser ses bons clients. L'augmentation de la fraude et la professionnalisation des fraudeurs exigent de plus en plus de réactivité dans la mise en place de protections efficaces. L'efficacité d'une solution de lutte contre la fraude dépend, par conséquent, de la méthodologie proposée pour sa mise en oeuvre.

La fraude à l'assurance représente un risque croissant pour les assureurs. A la base, il s'agit d'un problème d'asymétrie d'information entre les parties contractantes, l'assureur et l'assuré. Cette asymétrie d'information est à l'origine de l'apparition de différentes formes de fraude : la fraude à la souscription, le non respect des termes du contrat, la création volontaire d'un dommage, la déclaration d'un faux sinistre ou encore le gonflement du montant du dommage pour bénéficier d'indemnités plus généreuse. Selon un récent sondage d'Accenture[1], près du tiers des Américains croient que les gens qui commettent des fraudes à l'assurance, le font parce qu'ils estiment payer trop cher leur assurance ou pour compenser les franchises élevées (24 %). Presque tous les répondants à cette enquête (95 %) indiquent qu'il est important que les sociétés d'assurance enquêtent sur les réclamations potentiellement frauduleuses, principalement en vue de contrôler la hauteur des primes. La majorité des répondants (56 %) estiment que ce type de fraude se produit parce que les gens croient pouvoir s'en tirer. «Le secteur de l'assurance continue d'être de plus en plus vulnérable à la fraude», indique Michael Lucarini, associé dans le domaine de l'assurance chez Accenture, qui ajoute « qu'il existe de nouvelles technologies pouvant aider à prévenir et à contrer le problème ». Pour lui, les

[1] Conseil en stratégie management et services d'ingénierie ayant pour métier le conseil, les solutions technologiques et l'externalisation, pour constamment évoluer.

grandes sociétés d'assurance doivent mettre en œuvre une technologie Web qui aide à réévaluer les réclamations pour détecter les fraudes et qui alerte les personnes appropriées lorsque des seuils sont dépassés ou que certaines parties sont impliquées.

Une vaste étude de recherche réalisée en1994, par la Coalition Canadienne Contre la Fraude à l'Assurance (CCCFA), et reprise en 1997, a établi le coût de la fraude à l'assurance à 1,3 milliard de dollars par année. Ce qui signifie qu'entre 10 et 15 % des réclamations d'assurance étaient jugées potentiellement frauduleuses. En 2001, La CCCFA estime que la fraude représente plus de 6% du montant des primes d'assurances. Les médias canadiens se servent constamment de ce message lorsqu'ils traitent du crime coûteux de la fraude à l'assurance. Les résultats d'une étude de recherche indépendante pan-canadienne, qui fut réalisée en 2000, ont montré que le coût de la fraude à l'assurance en matière de préjudice corporel, est de l'ordre de 500 millions de dollars par année. Selon cette étude, plus de 26 % de toutes les réclamations pour préjudice corporel contiennent un élément de fraude. La CCCFA a limité son action à une série de mesures visant à réduire la fraude d'assurance en matière de préjudice corporel, surtout après la publication d'une étude réalisée par le Bureau d'assurance du Canada sur les coûts liés aux demandes d'indemnité dans ce domaine. La publication en 2001 d'un sondage national d'opinion publique révéla, que 92 % des canadiens désapprouvent la soumission d'une réclamation fausse ou exagérée. La CCCFA a maintenu des contacts suivis avec ses membres et a mis en place une série de nouvelles initiatives visant à accroître la sensibilisation de la population et de l'industrie, à implanter des chapitres régionaux et en accroître le rayonnement, à renouveler et à créer des outils pouvant aider l'industrie de l'assurance dans sa lutte contre la fraude à l'assurance.

Le comité européen des sociétés d'assurance (1996) estime que le coût de la fraude est au dessus de 2% du montant annuel des primes. Dans plusieurs pays européen, la fraude représente entre 5 et 10% des indemnités remboursées par an (Viaene, Ayuso et Guillen, 2005).

En matière de lutte contre la fraude, il est important de rappeler le rôle central des experts en assurance et des investigateurs. Ces enquêteurs sont sélectionnés en raison de leurs compétences et ont pour mission de découvrir si les faits déclarés par les assurés sont erronés et doivent, par conséquent, mobiliser les moyens de preuve qui pourront être utilisés par les assureurs lors d'un procès. De plus, en France, les organismes institutionnels ont créé l'Agence pour la Lutte contre la Fraude à l'Assurance (ALFA), sous la forme juridique d'une

association sans but lucratif. ALFA a pour vocation de protéger les assureurs et les assurés contre la fraude. Elle s'inscrit donc dans une perspective d'intérêt général et a pour mission de doter les entreprises d'assurances d'une structure opérationnelle anti-fraude. Il faut noter aussi que les assureurs font appel dans la majorité des cas, à la jurisprudence qui leur permet de réprimer les malversations. Ceci concerne surtout, la fausse déclaration intentionnelle. Au-delà, la fraude peut être sanctionnée pénalement de manière de plus en plus sévère. En se référant aux articles L.113-8 et L.113-9 du code des assurances, la fraude détectée entraîne l'annulation du contrat d'assurance et que lorsque l'élément intentionnel est établi, l'assuré perd tout droit à garantie et toutes les primes payées restent acquises à l'assureur.

Le cadre théorique :

Comme nous l'avons déjà mentionné plus haut, le problème de la fraude à l'assurance est appréhendé par la majorité des travaux théoriques, comme étant à la base, un problème d'***asymétrie d'information***, qui peut entraîner l'apparition des phénomènes de risque moral et de sélection adverse entre l'assureur et l'assuré. Sans engagement dans une procédure d'audit crédible, l'assureur ne peut jamais obtenir cette information, comme il ne peut jamais découvrir le type de l'assuré avec qui il contracte : est-il du type honnête ou opportuniste ? (voir Picard, 1996b). Dans leur travail sur les contrats d'assurance, Bond et Crocker (1997) considèrent que les assurés possèdent l'information privée concernant leurs pertes actuelles et qu'ils ont la possibilité de s'engager dans des manœuvres évasives. Les auteurs montrent comment les problèmes de risque moral et d'asymétrie d'information peuvent affecter l'efficience du contrat d'assurance. Dans nos modèles théoriques, présentés dans ce travail, cette information privée que détient l'assuré concerne la réalisation effective et l'ampleur du sinistre. Nous supposons, que la fraude consiste à déclarer un faux sinistre (sinistre qui n'a en réalité jamais eu lieu) ou à gonfler le montant du dommage (déclarer un montant supérieur à celui du dommage réel). Par conséquent, l'assureur ne peut obtenir cette information (montant du dommage réel) qu'en s'appuyant sur une expertise. A cette étape de l'analyse, est évoqué un deuxième problème, à savoir l'***engagement*** de l'assureur dans une procédure d'expertise. Par engagement, nous désignons que l'assureur annonce, dès la signature du contrat, sa stratégie d'audit (vérification de la déclaration). Un courant théorique sur ce sujet, tel que le travail de Picard (1996a, 2000), s'est intéressé à l'étude du marché d'assurance avec fraude et audit. Son modèle est proche de celui étudié par Graetz, Reinganum et Wilde (1986) portant sur l'évasion fiscale. Il montre que l'équilibre dépend de la capacité de l'assureur à s'engager

ou non dans une stratégie d'audit crédible. Il prouve comment, parce que la fraude ne peut être totalement éliminée, l'absence d'engagement contribue à pénaliser les assurés honnêtes et à remettre en cause l'assurance elle-même. Pour notre travail, qu'elle soit déterministe ou aléatoire[2], nous supposons que la stratégie d'audit est prédéfinie par le contrat d'assurance (hypothèse d'engagement confirmée).

La modélisation que nous adoptons pour décrire la relation entre les deux parties (assureur et assuré), est basée sur un ***jeu*** simple (2 joueurs), ***séquentiel***, à ***information imparfaite***[3] : les deux parties connaissent les caractéristiques pertinentes du jeu, mais seul l'assuré est informé de la survenance effective et de la taille réelle du dommage.

Parallèlement, nous faisons appel aux critères de ***l'espérance d'utilité*** pour formuler le programme d'optimisation. Cette modélisation a pour but de résoudre le problème de fraude et de caractériser les stratégies optimales de l'assureur (indemnité d'assurance, sanction en cas de fraude, stratégie d'audit) et de l'assuré (comportement honnête ou frauduleux). Le ***principe de révélation*** représente un autre concept clé de notre analyse, dans la mesure où il permet à l'assureur d'avoir un *avantage de Stackelberg* sur l'assuré : le contrat d'assurance offert, incite les assurés à déclarer la vérité. « Le principe de révélation énonce qu'on peut se limiter à des mécanismes directs (où l'agent annonce son information) et révélateur (où il est de l'intérêt de l'agent de faire des annonces véridiques) »[4]. En effet, la caractérisation de l'équilibre se fonde sur la maximisation de l'espérance d'utilité de l'assuré sous contrainte de participation de l'assureur (profit positif) et sous contraintes d'incitation de l'assuré (ce dernier a toujours intérêt à déclarer la vérité).

Pour tester la validité de leurs prédictions théoriques, certains travaux, tels que Crocker J. et Tennyson S. (2002), Dionne G. et Gagné R. (2002), Rejesus R. (2002), Dionne G. et Caron (1997), Dionne G. et Belhadji (1996), Dionne G. Giuliano F. et Picard P. (2003), Boyer M. et Schiller J. (2003), Crocker K. et Moran J. (2003), se sont fondés sur des études empiriques concernant les données statistiques de certains secteurs d'assurance, et principalement l'assurance automobile. Néanmoins, ces études traitent uniquement les opinions. Nous avons besoin d'une étude complémentaire permettant d'examiner les interactions des agents dans

[2] L'audit déterministe signifie la vérification systématique du sinistre déclaré et l'audit aléatoire représente la vérification du dommage avec une probabilité qui dépend de l'ampleur du dommage.

[3] Pour une description plus complète de la théorie des jeux, voir Montet C. et Serra D. (2003)

[4] Cité dans : Bernard SALANIE (1994) : « Théorie des Contrats », p 12.

des conditions contrôlées. Pour cette raison, nous avons opté pour une ***approche expérimentale***. Le recours à ce type d'analyse se justifie par la difficulté de vérifier la robustesse des résultats théoriques dans des environnements naturels. Notre travail expérimental, qui fut (à notre connaissance) le premier à étudier le phénomène de fraude à l'aide d'une expérimentation, consiste à reproduire en laboratoire ces hypothèses théoriques, afin de reconstituer une situation économique simplifiée et pour laquelle, l'ensemble des variables est contrôlé par l'expérimentateur. Il s'agit de tester la théorie dans un cadre bien spécifique composé d'un environnement, une institution et des comportements[5]. Nous avons mis en oeuvre le protocole expérimental, que nous avons programmé sur un logiciel spécifique (REGATE[6]), en essayant de nous rapprocher au maximum des conditions du modèle théorique pour pouvoir en réfuter ou en valider les prédictions.

La dernière étape de ce travail, consiste à exploiter les résultats expérimentaux à l'aide des ***analyses statistiques*** sur des données agrégées et individuelles. Nous avons procédé aux ***tests non paramétriques*** pour comparer certains contextes, et à l'estimation de deux types de modèles, ***Probit de panel*** et ***régression par GLS***, pour définir les décisions des assurés et des assureurs.

L'organisation de la thèse :

Cette thèse a pour objectif d'étudier le phénomène de fraude à l'assurance dans plusieurs contextes et d'analyser l'efficacité de l'audit en matière de lutte contre les comportements évasifs des assurés. Ce travail examine, dans un contexte d'audit coûteux, une situation où les assurés possèdent l'information privée quant à l'ampleur et la réalisation de leurs dommages. L'assureur ne peut obtenir cette information que sur la seule base de déclaration de sinistre. Nous mettons l'accent sur la possibilité pour les assurés, de supporter des frais de falsification (fraude coûteuse) visant à rendre l'activité de contrôle plus difficile et même imparfaite. Le but est d'établir une comparaison des deux versions d'audit (parfait et imparfait) et de caractériser la stratégie optimale de l'assureur (politique d'audit, profil d'indemnisation et sanction) permettant d'induire des comportements honnêtes de la part des assurés.
Notre travail s'articule autour de deux axes :

[5] Pour une définition plus détaillée, voir note de bas de page N°5, chapitre 3.
[6] Logiciel expérimental, Romain ZEILIGER, CNRS-GATE, université Lumière Lyon 2 (France).

- Un axe théorique qui présente la modélisation adoptée pour formaliser le problème de fraude avec possibilité de falsification des dommages et les résultats théoriques liés à l'audit parfait et imparfait.
- Un axe expérimental qui a pour but de tester en laboratoire, la robustesse des prédictions théoriques.

Ce manuscrit comporte cinq chapitres :

Chapitre 1 :

Dans le premier chapitre, nous présentons, à travers une synthèse analytique les différents scénarios de la fraude à l'assurance, et les actions entreprises par les assureurs pour combattre ce phénomène. Cette analyse nous permet de dégager et de définir les difficultés que rencontrent les assureurs quant aux moyens utilisés pour cerner le problème de la fraude. Nous avons, remarqué qu'il existe un manque de chiffres et de données fiables sur le sujet. Le phénomène de fraude a certes suscité beaucoup de recherches et d'études, mais il reste tout de même difficile à quantifier. Les assureurs ont besoin de recherches et de statistiques qui servent d'appui quant à l'adoption de techniques de lutte efficaces. C'est sur cette base qu'est établi ce chapitre, pour montrer que l'étude théorique et empirique du phénomène de fraude permet d'éveiller la conscience des assureurs sur la gravité de ce problème menaçant leurs profits et le fonctionnement de leurs compagnies.

Chapitre 2 :

L'objectif du deuxième chapitre est de synthétiser une revue de la littérature groupant les différents courants théoriques qui traitent le problème de fraude et d'audit à travers des modèles économiques. Dans un premier temps, nous évoquons les hypothèses de base des différentes modélisations, notamment, le problème d'asymétrie d'information entre les contractants et l'hypothèse d'engagement de l'assureur dans une stratégie d'audit crédible. Ensuite, notre démarche est dichotomisée en deux parties essentielles. La première est dédiée aux principaux modèles économiques caractérisant ***l'audit déterministe*** et la manipulation des coûts de contrôle par l'assuré. La deuxième est consacrée aux travaux théoriques portant sur ***l'audit aléatoire***. Nous élaborons pour chacune des deux formes d'audit, un modèle simple inspiré de la littérature pour en expliquer les rouages. La dernière partie de ce chapitre consiste à évoquer le problème d'imperfection de l'audit et à exposer les différentes prédictions théoriques et leurs validations empiriques.

Cette synthèse nous a servi de base pour dégager notre problématique et construire notre méthodologie.

Chapitre 3 :

L'objectif du troisième chapitre est de présenter et de comparer deux formes d'audit potentiellement équivalentes: l'audit aléatoire et l'audit déterministe. L'audit déterministe spécifie si une vérification du sinistre a lieu ou pas, alors qu'avec l'audit aléatoire la vérification des sinistres est non systématique, c'est-à-dire que l'assureur contrôle les dommages avec une probabilité qu'il choisit. Cette probabilité dépend logiquement, de l'ampleur de la perte déclarée. Nous supposons de plus, que l'audit déterministe est imparfait et représente ce que nous appelons « audit systématique probabiliste ». L'idée est que lorsque l'assureur reçoit la déclaration de sinistre, il procède systématiquement à une vérification de celle-ci, mais il est possible que l'audit n'arrive pas à détecter la fraude avec certitude. Plus précisément, il existe une probabilité p, telle que le fraudeur ne soit pas pris par son assureur et échappe par conséquent à la sanction ; d'où la dénomination probabiliste. Nous visons ainsi, à intégrer dans notre analyse le rôle de la qualité de l'audit dans la détection de la fraude. En effet, devant la perfection dont disposent les fraudeurs pour organiser une mise en scène du sinistre, les enquêteurs et les experts se trouvent souvent face à un manque de moyens répressifs et une incapacité d'apporter les bonnes preuves. Sur cette base, nous développons un modèle théorique décrivant la procédure d'audit en assurance et nous montrons comment la procédure aléatoire peut dominer la procédure déterministe. Nous mettons l'accent sur l'équivalence potentielle de ces deux formes du point de vue des chances de détection de la fraude. Cette équivalence s'observe, lorsqu'avec l'audit aléatoire, l'assuré a p chances d'être contrôlé (audit aléatoire parfait), tandis qu' avec l'audit déterministe, bien qu'il soit toujours contrôlé, il a p chances d'être détecté (l'audit est déterministe mais imparfait). A cette modélisation théorique, nous associons une étude expérimentale qui consiste à reconstituer en laboratoire les différentes hypothèses et situations économiques, d'une façon plus simple et contrôlée par l'expérimentateur. Dans cette partie, nous exposons le protocole expérimental utilisé et nous décrivons l'environnement, le mode de recrutement des sujets ainsi que les objectifs des sessions menées. Nous procédons par la suite aux tests non-paramétriques et aux régressions par GLS.

Chapitre 4 :

L'objectif central du quatrième chapitre consiste à modéliser le problème de la fraude à l'assurance dans un contexte d'audit aléatoire parfait. Nous présentons ce problème sous forme d'un jeu séquentiel avec information asymétrique et nous utilisons le critère de l'espérance d'utilité pour caractériser l'équilibre. Nous supposons que l'assuré détient l'information privée quant à la réalisation et l'ampleur du dommage et l'assureur ne peut obtenir cette information qu'en procédant à une vérification de ce dernier. Cette modélisation nous a permis de dévoiler les différentes possibilités de fraude à l'assurance, à savoir les déclarations de faux sinistres et les exagérations de montants des dommages, et de présenter les solutions optimales que doivent entreprendre les assureurs pour dissuader ces comportements déviants. En effet, l'expertise des sinistres représente un gage de sécurité pour la compagnie d'assurance, et la pénalisation par sanction monétaire y représente un deuxième moyen aussi dissuasif. La tâche la plus difficile pour l'assureur est d'offrir un contrat d'assurance acceptable principalement par l'assuré, et permettant de d'avoir l'arbitrage optimal entre la fréquence d'audit, la sanction et le profil d'indemnisation. Tout en ayant un profit positif, l'assureur se doit de maximiser l'utilité espérée de l'assuré en fixant les paramètres du contrat d'assurance (prime, indemnité, probabilité d'audit). Cette modélisation fait l'objet d'une première partie du chapitre préalable à une deuxième partie expérimentale. Cette expérience vise à tester les résultats théoriques, et à étudier les stratégies de fraude et d'audit, à travers un échantillon d'étudiants acceptant volontairement de participer à cette expérimentation. Cette dernière est effectuée en laboratoire, sur ordinateurs, et à l'aide d'un logiciel spécifique (REGATE) à partir duquel nous avons programmé le protocole en fonction des hypothèses utilisées dans notre modèle théorique. L'objectif essentiel de cette expérimentation est d'assurer une certaine cohérence entre la réalité expérimentale et la théorie dans le domaine de l'assurance. Pour ceci, nous avons mis en place un jeu d'assurance entre des assurés et des assureurs et nous leur avons demandé de se considérer comme réellement confrontés à un vrai problème de fraude à l'assurance avec possibilité d'audit.
Les résultats expérimentaux, ont été exploités à l'aide des test non paramétriques, et de modèles économétriques (**Probit de panel et régression par GLS**).

Chapitre 5 :

Dans le chapitre 5, nous traitons un modèle, utilisant le même cadre d'analyse que celui du chapitre 4, à la seule exception près que nous adoptons l'hypothèse alternative selon laquelle

l'audit aléatoire est cette fois imparfait. L'idée est que nous supposons que la fraude est coûteuse pour l'assuré et nécessite que ce dernier investisse en frais de falsification permettant de rendre l'activité de contrôle plus difficile. L'assureur devient incapable de détecter la fraude avec certitude. Nous supposons que les frais de falsification représentent une fonction croissante de la fraude. Pour ce qui est de l'audit, il existe une probabilité p dépendante des coûts de falsification, que l'assuré fraudeur puisse échapper à la détection. Le programme d'optimisation vise à maximiser l'utilité espérée de l'assuré sous les contraintes de participation de l'assureur (profit positif), les contraintes d'incitation (l'assuré est amené toujours à déclarer la vérité) et les contraintes de plausibilité du contrat d'assurance. La résolution de ce programme, nous permet de définir le profil d'indemnisation optimal et de caractériser la politique d'audit permettant d'atténuer l'ampleur de la fraude et de dissuader les assurés. Les prédictions de cette partie théorique sont testées par une expérimentation reproduisant en laboratoire les hypothèses du modèle théorique. Les données expérimentales ont été analysées à l'aide de tests statistiques (non paramétriques) et de modèles économétriques (**Probit multinomial ordonné**).

Introduction :

Le thème abordé des déclarations frauduleuses de risque et de sinistre en assurance a longtemps été considéré comme un problème marginal. Le code des assurances ne donne aucune définition de la fraude. Il ne fait que la mentionner dans les trois articles : (L. 113-8)[1], (L. 121-3)[2] et (L.121-4)[3]. Le code civil ne définit pas non plus la fraude. Il en résulte qu'à notre connaissance, très peu d'ouvrages, articles ou études statistiques y ont été consacrés. Cependant, la nécessité d'une plus grande rigueur s'est faite sentir par les sociétés d'assurance, afin de garantir l'équilibre fondamental de leurs comptes financiers.

« La fraude est un phénomène de société. Elle affecte tous les secteurs. L'assurance n'y échappe pas ; elle en est même de plus en plus victime. La recherche des gains faciles et la crise économique ont encouragé le développement d'une certaine forme de fraude, de celle qui touche la fiscalité que, à l'instar sociale, elle lèse une collectivité, en l'occurrence celle des assurés. On ne peut que combattre sans complaisance ce phénomène qui, en définitive, est supporté par la mutualité des assurés »[4].

---

[1] L'article L 113-8, Code des Assurances : « Indépendamment des causes ordinaires de nullité, et sous réserve des dispositions de l'article L. 132-26, le contrat d'assurance est nul en cas de réticence ou de fausse déclaration intentionnelle de la part de l'assuré, quand cette réticence ou cette fausse déclaration change l'objet du risque ou en diminue l'opinion pour l'assureur, alors même que le risque omis ou dénaturé par l'assuré a été sans influence sur le sinistre.
Les primes payées demeurent alors acquises à l'assureur, qui a droit au paiement de toutes les primes échues à titre de dommages et intérêts. Les dispositions du second alinéa du présent article ne sont pas applicables aux assurances sur la vie. »

[2] L'article L 121-3, CA (partie législative) : « Lorsqu'un contrat d'assurance a été consenti pour une somme supérieure à la valeur de la chose assurée, s'il y a eu dol ou fraude de l'une des parties, l'autre partie peut en demander la nullité et réclamer, en outre, des dommages et intérêts. S'il n'y a eu ni dol ni fraude, le contrat est valable, mais seulement jusqu'à concurrence de la valeur réelle des objets assurés et l'assureur n'a pas droit aux primes pour l'excédent. Seules les primes échues lui restent définitivement acquises, ainsi que la prime de l'année courante quand elle est à terme échu. »

[3] L'article L. 121-4, CA : « Celui qui est assuré auprès de plusieurs assureurs par plusieurs polices, pour un même intérêt, contre un même risque, doit donner immédiatement à chaque assureur connaissance des autres assureurs. L'assuré doit, lors de cette communication, faire connaître le nom de l'assureur avec lequel une autre assurance a été contractée et indiquer la somme assurée. Quand plusieurs assurances contre un même risque sont contractées de manière dolosive ou frauduleuse, les sanctions prévues à l'article L. 121-3, premier alinéa, sont applicables. Quand elles sont contractées sans fraude, chacune d'elles produit ses effets dans les limites des garanties du contrat et dans le respect des dispositions de l'article L. 121-1, quelle que soit la date à laquelle l'assurance aura été souscrite. Dans ces limites, le bénéficiaire du contrat peut obtenir l'indemnisation de ses dommages en s'adressant à l'assureur de son choix. Dans les rapports entre assureurs, la contribution de chacun d'eux est déterminée en appliquant au montant du dommage le rapport existant entre l'indemnité qu'il aurait versée s'il avait été seul et le montant cumulé des indemnités qui auraient été à la charge de chaque assureur s'il avait été seul. »

[4] Assureur / n°31- Juin 1996

La fraude à l'assurance consiste en un acte volontaire commis par l'assuré en vue de tirer de son contrat d'assurance un profit illégitime. Cependant, pour qu'il y ait fraude, il faut que l'assuré soit de mauvaise foi. Il n'y a pas de fraude si l'assuré a agi par erreur ou en croyant qu'il ne commettait aucune irrégularité.

Les relations contractuelles qui s'établissent entre les compagnies d'assurances et leurs assurés se résument à des transferts monétaires : contre paiement d'une prime d'assurance, le contrat garantit le versement d'indemnités en cas de dommage. Les montants de ces transferts dépendent évidemment, des déclarations de l'assuré, que ce soit à la signature du contrat pour fixer le montant de la prime (déclaration du risque) ou en cours de contrat (déclaration du dommage). Inévitablement, l'industrie de l'assurance comporte une partie importante de fraudeurs qui essaient de tirer des gains illicites.

Nous distinguons généralement trois formes de fraude :

* la fraude à la souscription, qui consiste à dissimuler ou falsifier la nature du risque à assurer, pour bénéficier des primes moins élevées ;

* le non respect des termes du contrat en matière de prévention ou de précaution ;

* enfin, la fraude à proprement parler, qui consiste à créer un sinistre (incendie criminel), à déclarer un faux sinistre, ou tout simplement à gonfler le montant des dommages pour bénéficier d'indemnités plus importantes.

Pour combattre cette fraude, les compagnies d'assurance font appel à des experts en raison du particularisme d'un sinistre, ou tout simplement parce qu'il présente un certain coût. L'étendue de la mission de l'expert est variable, ses limites sont définies par celui qui le mandate. En effet, l'évaluation au juste prix des réparations du dommage, rôle essentiel de l'expert, doit mettre un frein à l'exagération de celles-ci, et éviter la couverture des dommages antérieurs. Les justificatifs, souvent insuffisants, voir inexistants, rendent cette évaluation délicate. A travers son expérience, et sa connaissance de la psychologie des assurés, l'expert peut aisément critiquer chaque indice de fraude. Une fois relevé un premier indice, il doit rechercher s'il en existe d'autres, et informer le plus vite possible l'assureur. Il lui fournit les éléments qu'il a pu découvrir d'après les indices qu'il juge troublants. Il lui expose toutes les contradictions et anomalies qu'il a enregistrées. Ces éléments sont utiles pour que l'assureur puisse prendre des mesures particulières : soit qu'il confie une mission d'enquête à un de ses préposés, à un enquêteur indépendant ou à un agent d'investigation d'ALFA[5], soit qu'il

[5] ALFA : Agence pour la Lutte contre la Fraude à l'Assurance.

choisisse de dénoncer les faits au Procureur de la République ou de déposer une plainte contre X.

Néanmoins, il est impératif à toutes les sociétés d'assurance, d'orienter leur attention vers certains problèmes de fraude implicites. En effet, il nous semble indispensable, de créer un climat relationnel rigoureux entre l'assureur et l'assuré. Souvent, ce qui est constaté pour la majorité des cas, est que l'assuré n'entre en contact avec l'assureur que pour payer la prime ou pour demander une indemnisation. En revanche, l'assureur a intérêt à instaurer un dialogue élargi avec l'assuré qui doit être directement informé et rappelé du danger et des conséquences d'un comportement frauduleux. Notamment, il faut bien s'assurer de la bonne compréhension par l'assuré, en ce qui concerne les garanties, les indemnités, les exclusions et surtout les sanctions qui découlent de la fraude.

La circulation de l'information ne doit pas aussi manquer à l'ensemble des compagnies d'assurance. Il est obligatoire, pour tous les assureurs, de communiquer toute information relative au problème de fraude. En effet, à travers une centralisation des renseignements détenus par chacune des sociétés, toutes les autres pourront bénéficier d'une information plus complète et plus efficace.

Il existe encore d'autres problèmes liés à la fraude, que les assureurs doivent résoudre pour assurer un bon fonctionnement de leur métier. Nous citons à titre d'exemple le problème d'incitation à la fraude, l'existence de litige entre l'expert et l'assureur, le manque de moyens de répression des enquêteurs…

L'objectif de ce chapitre est donc d'analyser les différents comportements frauduleux des assurés, d'extraire les problèmes sous-jacents à la fraude et d'éveiller l'attention des assureurs sur certains points négligés ou encore oubliés.

Notre démarche est simple, nous commençons par une explication du phénomène de fraude et des différents scénarios, ensuite nous présentons les solutions entreprises par les assureurs pour lutter contre cette délinquance et enfin, nous exposons certaines critiques auxquelles nous proposons des solutions. La conclusion est consacrée à présenter notre problématique à travers certaines questions de recherche qui nous semblent intéressantes à étudier.

Section 1 : Etude analytique des différentes formes de fraude

Les cas de fraude sont tellement nombreux et variés que nous optons pour une classification selon la nature des différents scénarios.

- L'exagération des dommages, pouvant apparaître dans tous les cas d'assurance. L'assuré présente de faux documents, ou fait appel à de faux témoignages pour attester de la présence lors du sinistre (vol ; incendie ; dommages, etc.…) de biens inexistants ou non sinistrés, mais ayant été déplacés.
- Les incendies volontaires, rencontrés dans les entreprises en difficultés financières, ou concernant des biens difficiles à vendre.
- Les fausses déclarations de bris de glace afin de financer une réparation ou un entretien de véhicule non indemnisable. Cette fraude apparaît également, sur proposition d'un garagiste lors d'une reprise d'un véhicule, afin d'augmenter le montant de la cession par le client. Dans tous les cas il y a complicité du garagiste qui fournit une fausse facture.
- Les faux cambriolages dans lesquels l'assuré met en scène un vol dans son commerce ou entreprise dans le but d'obtenir l'indemnisation d'objets qu'il n'a jamais possédés ou qu'il a dissimulés.
- Les faux vols automobiles, dans le but d'obtenir un remboursement de dommages non couverts, de faire rembourser des réparations importantes, pour faire face à un crédit aux remboursements trop élevés, ou de se défaire d'un véhicule difficile à vendre.
- Les sinistres réels déclarés à une fausse date. Dans ce cas, l'assuré victime ou auteur d'un sinistre non couvert, souscrit un contrat ou une garantie complémentaire, et déclare le sinistre à une date postérieure.
- Les faux accidents de circulation. Ils permettent à l'assuré d'éviter un "malus" dans un sinistre dont il est responsable (impact contre un corps fixe), en déclarant un accident de parking, sans tiers identifié. L'assuré peut aussi se déclarer responsable d'un accident, afin de faire prendre en charge des réparations d'un véhicule accidenté antérieurement, ou pour faire indemniser les dommages d'un tiers qui est son complice; ce dernier cas est fréquent lorsqu'un véhicule de location est en cause.
- Les fausses déclarations en matière d'assurances individuelles, corporelles, maladie, ou vie. Elles se traduisent par :

- des arrêts de travail de complaisance, fréquents dans les assurances individuelles, permettant d'obtenir des indemnités journalières indues.

- des faux certificats ou de complaisance concernant des taux d'incapacité établis à un niveau plus élevé que la réalité, avec une simulation d'invalidité par l'assuré lors des contrôles ou expertises.

- la non déclaration par l'assuré d'une pathologie antérieure.
- la fausse déclaration de décès avec documents à l'appui, pour les assurances vie alors que l'assuré est toujours vivant, avec des souscriptions multiples de contrats d'assurance.
- la fraude peut aussi apparaître lors de la demande d'un prêt bancaire, lorsque est exigé un contrat d'assurances garantissant les remboursements, en cas de décès, de maladie, ou de perte d'emploi.

Cette énumération de scénarios de fraude à l'assurance, n'est bien sûr pas limitative. L'assurance apparaît comme une cible privilégiée pour les fraudeurs qui tirent, des profits considérables de cette activité, dont l'ensemble des assurés supporte le coût.

A ce niveau une classification des pratiques de fraude semble être indispensable pour distinguer :

- la création d'un sinistre : l'assuré organise lui-même le sinistre, que ce dernier soit imaginaire ou réel ;
- la fraude consécutive à un sinistre aléatoire : après la survenance d'un sinistre, dont la cause est extérieure à l'assuré, celui-ci, tente obtenir une indemnité à laquelle il n'a pas droit.

1.1. L'organisation du sinistre par l'assuré :

1.1.1. Le faux sinistre :

L'assuré ayant besoin d'argent, peut trouver, par le biais de l'assurance, un moyen relativement facile d'en obtenir. Il peut déclarer à l'assureur un sinistre qui n'a en réalité jamais eu lieu. Mais une mise en scène est organisée par l'assuré, pour faire croire à la survenance du dommage. La garantie la plus propice à l'organisation d'un faux sinistre est sans aucun doute la garantie de vol.

a) Le faux vol de voiture : D'après les enquêtes réalisées sur les vols de voitures, nous constatons que les mises en scène les plus fréquentes sont :
   - Le véhicule peut avoir été « perdu » par l'assuré dans un parking de gare ou d'aéroport, ou dans un garage qu'il a préalablement loué. Les motivations pour l'assuré sont diverses : le véhicule est invendable en raison de son mauvais état, de l'arrêt de fabrication, ou d'un coût d'entretien trop onéreux ; le véhicule acheté à crédit, mais dont l'assuré ne peut régler les échéances ; ou

enfin, la couverture d'un délit de fuite après un accident dont l'assuré ou un conducteur autorisé était responsable.

- Le véhicule volé, peut en réalité, avoir été récemment vendu. Ou encore en inversant les opérations de vol et de vente : l'assuré peut déclarer dans un pays étranger le vol d'un véhicule assuré en France. Il perçoit l'indemnité puis revend son véhicule non signalé au fichier français des véhicules volés.
- Le véhicule assuré peut ne plus exister, alors que la carte grise circule encore.

b) Le faux vol d'autres objets :

- L'assuré met en scène un cambriolage, afin d'obtenir le remboursement de mobilier qu'il a déménagé en lieu sûr ou qu'il n'a jamais détenu.
- L'assuré peut déclarer le vol ou la perte d'un bijou, qu'il a préalablement vendu ou oublié volontairement dans un lieu sûr.
- L'assuré peut aussi obtenir une indemnité pour le vol d'un objet de valeur ayant fait l'objet d'une expertise préalable, mais dont l'assuré n'a en réalité jamais été le propriétaire.

En garantie dommage, la fraude la plus fréquente consiste en l'acquisition d'un véhicule assuré en tous risques, puis déclaré accidenté afin de percevoir sa valeur vénale. Cette machination est utilisée le plus souvent par quelques garagistes peu scrupuleux. Le faux sinistre peut être aussi le fait d'un particulier, qui a accidenté son véhicule, perçu une indemnité, mais qui souscrit une nouvelle assurance pour sa voiture endommagée. La garantie de bris de glace a fait l'objet de nombreux abus. Le remboursement immédiat, sur simple présentation de facture, a permis de régler plus de pare-brises qu'il n'en était fabriqués.

Il faut aussi souligner le grand nombre de faux sinistres en multirisques habitation. Par exemple, pour obtenir de l'argent, l'assuré n'hésite pas à déclarer un dommage électrique inexistant (garantie d'entretien).

En responsabilité civile, le faux sinistre peut résulter d'une véritable mise en scène, comme le souligne l'exemple suivant: des assurés organisent un banal accident de la route, à la suite duquel les victimes se plaignent de violents maux de tête, lesquels sont constatés par des médecins experts. En réalité, l'accident n'avait pas eu lieu, et les malaises résultent de l'absorption de drogues adéquates.

Enfin, il faut noter que les types de fraude en garantie accident corporel, restent toutefois exceptionnels. Nous citons l'exemple d'un assuré qui grâce aux certificats médicaux fournis

par son médecin, tenta d'obtenir l'indemnité prévue à son contrat. Cet assuré, victime d'un accident, obligé de cesser son activité professionnelle et contraint d'être assisté d'une tierce personne, fut filmé alors qu'il se déplaçait seul dans la région.

1.1.2. La provocation du sinistre par l'assuré :

L'assuré peut réclamer une indemnité suite à un sinistre dont il a été victime, mais dont il a provoqué la réalisation. L'assureur n'a dés lors, aucune prestation à effectuer, puisqu'il s'agit d'un sinistre volontaire.

Nous avons déjà abordé le cas du vol d'automobile précédemment. Mais nous soulignons ici le problème des véhicules projetés dans des ravins ou réduits à l'état de cube métallique. En effet, l'assuré subit réellement un sinistre, et il ne court pas le risque que l'assureur lui propose de reprendre le véhicule contre remboursement de l'indemnité. Le véhicule a été effectivement sinistré, même si cela résulte du fait volontaire de l'assuré.

Parmi les sinistres volontaires, c'est sans aucun doute l'incendie qui inquiète le plus les assureurs, en raison de son coût. Il s'avère très difficile de prouver qu'un incendie est volontaire, si l'on admet «qu'un sinistre ne présente pas un caractère douteux, si ses causes sont parfaitement établies, ou si leur probabilité est très grande, à défaut de preuve »[6]. Les motivations de l'assuré pour ce type de fraude sont très différentes : Par ce moyen, un gérant d'entreprise, peut éviter la ruine de son entreprise, peut éviter des problèmes avec l'administration fiscale, transformer ou changer ses locaux grâce à l'indemnité d'assurance. Du coté des agriculteurs, on peut relater le cas d'une récolte assurée pour une valeur supérieure à son cours, et qui flambe mystérieusement[7]. Des bâtiments anciens, spacieux, construits en pierre de taille se révèlent invendables, mais leur incendie peut être une source d'enrichissement lorsque l'assuré perçoit une indemnité correspondant à la valeur à neuf de ce bien[8].

Concernant les simples particuliers, si les cas semblent plus rares, ils existent néanmoins. Le particulier peut-il être délivré du paiement des échéances d'un prêt contracté pour une maison, ou un véhicule. L'assuré peut provoquer l'incendie d'une propriété construite sans permis, dans une zone inconstructible, et dés lors invendable.

[6] Note sur les sinistres douteux de l'Assemblé Plénière des Sociétés d'Assurance contre l'incendie et les Risques Divers, Novembre 1983

[7] Vie française, 23 Juin 1980, article J. L Bengel

[8] Compte rendu de réunion du 1er décembre 1982, Assemblé Plénière des Sociétés d'Assurance contre l'incendie et les Risques Divers

1.2. La fraude après la survenance du sinistre :

Ces fraudes sont tellement fréquentes, qu'elles tendent à se banaliser. Acceptées par un grand nombre de citoyens, pratiquées le plus souvent par des particuliers délinquants ou honnêtes, l'ensemble de ces petites fraudes coûte cher à l'assurance. L'assuré a certainement subi un dommage, mais il demande une indemnité à laquelle il ne peut prétendre, soit parce qu'il n'y a pas droit, soit parce que son droit est en fait inférieur.

Nous élaborons cependant une classification en distinguant les deux hypothèses suivantes :

c) Celle où l'assuré peut modifier les circonstances de la survenance du sinistre ou bien modifier la garantie.
d) Celle où l'assuré peut exagérer le montant des dommages.

Dans la première classe de fraude, le sinistre se produit dans des conditions qui n'ouvrent pas droit à la garantie. En effet, l'assuré falsifie la réalité afin d'obtenir l'indemnité évitant que l'assureur n'invoque une exclusion de risques ou une non assurance. Les cas sont très nombreux en assurance automobile. L'assuré peut faire une fausse déclaration soit sur la date ou l'heure de l'accident afin de faire jouer la garantie, soit encore sur les conditions de réalisation du sinistre. Nous citons à titre d'exemple, les substitutions de conducteurs, où l'auteur de l'accident, non titulaire d'un permis, se fait passer pour le passager. Aussi, en cas d'accident survenu sans tiers identifié, l'assuré peut trouver un complice qui accepte de participer à cet accident. Pour les déclarations de vol de voiture, nous citons le cas où l'assuré dont le véhicule a en réalité été endommagé lors d'un accident mais qui n'est pas couvert, déclare le vol de ce véhicule en raison de l'absence de garantie dommage dans le contrat.

En multirisques habitations, il existe de nombreuses possibilités de fraude quand aux circonstances du dommage. L'assuré peut ainsi, modifier la date et l'heure du sinistre pour faire jouer la garantie vol, incendie ou autres. Il peut également être l'auteur du dommage et devenir la victime du sinistre provoqué par un ami complice, afin de faire jouer son assurance responsabilité civile.

L'assurance maladie – accidents corporels montre aussi quelques cas de ce type de fraude. En effet, un assuré qui se blesse au cours d'une compétition sportive, peut déclarer un accident privé. Aussi, un assuré, victime d'un accident, tente, en modifiant les circonstances, de faire supporter à l'assureur les conséquences d'un accident antérieur.

Pour ce qui est modification de garantie, l'assuré peut être non garanti pour le sinistre qu'il a subi. Il décide alors de souscrire un contrat, ou alors, ce qui est plus fréquent, il opte pour une extension de garantie du contrat initial, puis il déclare le sinistre. L'assuré falsifie la date de survenance du sinistre, ou les factures d'achat ou de réparation qu'il présente à titre de justificatifs, ou encore obtient le faux témoignage d'un ami. Cette manœuvre peut être faite à l'initiative de l'assuré seul, mais aussi avec l'aide d'un intermédiaire.

Une deuxième méthode de fraude après sinistre est celle correspondant à l'exagération du montant des dommages. Pour ce type de fraude, l'assuré peut agir seul comme il peut faire recours à une tierce personne l'aidant à bien cacher la vérité. En effet, l'assuré peut, préalablement au sinistre ou postérieurement à celui-ci, dissimuler une part des biens, afin d'augmenter la valeur perdue. Cependant l'assuré peut agir seul lorsqu'il déclare un sinistre survenu à un bien couvert par une sur–assurance qu'il sait être frauduleuse. C'est l'action de certains assurés, victimes d'un cambriolage, plus rarement en cas d'incendie.

L'assuré qui cherche à convaincre l'assureur de la justesse de sa demande, peut faire appel à l'intervention d'un tiers. Mais à ce niveau, il faut distinguer deux cas. Dans le premier, cet intermédiaire peut être de bonne fois. Le cas le plus fréquent est celui des médecins, abusés par les plaintes de leurs patients, peuvent confirmer la gravité de l'état de ceux-ci. Il en est de même en matière de dommage aux biens (incendie, vol, dégâts des eaux…). Les tiers peuvent confirmer que l'assuré était propriétaire de certains objets simplement parce qu'ils ont vu l'assuré victime en possession de ceux-ci.

Dans le second cas, le tiers est de mauvaise fois. Il fournit à l'assuré des preuves écrites erronées. En effet, les fausses factures ou celles d'un montant exagéré représentent un moyen de déclaration frauduleuse en cas de vol ou d'incendie. Ça peut concerner aussi les effets personnels des particuliers (bijoux, mobilier, vêtements…), les marchandises des entreprises, les réparations de véhicule (bris de glace, carrosseries, accessoires)...etc. Devant toutes ces manœuvres frauduleuses, l'assureur n'aura pas matériellement le temps de vérifier l'existence de toutes les entreprises émettant des factures. Les faux témoignages donnés par des amis, ou de la famille sont aussi très fréquents. Ils viennent souvent s'ajouter à la production des fausses factures. Enfin les certificats de complaisance obtenus auprès des médecins, moyennant ou non une rémunération, permettent à l'assuré d'obtenir une indemnité exagérée par rapport à son dommage réel.

Cependant, pour faire face à cette diversité de pratiques de fraude, le premier devoir demandé à l'assureur est d'apporter la preuve de la mauvaise foi de l'assuré. Il est vrai qu'il s'agit d'une tâche relativement difficile, mais nous montrons dans ce qui suit que les assureurs

peuvent établir la preuve de la mauvaise foi par tous les moyens. Notamment, nous distinguons deux catégories de moyens de preuve : ceux qui sont intrinsèques au contrat souscrit par l'assuré; et ceux qui résultent d'un véritable travail d'investigation effectué par la compagnie d'assurance.

Section 2 : L'expertise des sinistres et la détection de la fraude

2.1. La preuve de la mauvaise foi et de la réticence:

Le contrat d'assurance est par définition basé sur la bonne foi des parties. Il s'applique à des situations qui, pour des raisons commerciales ou économiques, ne peuvent être contrôlées systématiquement par l'assureur. En effet, le contrat offre des opportunités de fraude lors de sa conclusion ou de son exécution :

Lors de la conclusion :

- la dissimulation d'éléments qui permettent d'évaluer le risque à couvrir (fausse déclaration intentionnelle) pour éviter un refus de couverture de la part de l'assureur, ou pour obtenir des conditions de garantie plus avantageuses ;
- la dissimulation de l'existence d'autres garanties portant sur le même risque (assurances multiples) pour préparer une indemnisation multipliée ;
- la souscription de garanties sur des biens qui n'existent pas ou dont la valeur déclarée est délibérément surévaluée en vue de s'enrichir en cas de sinistre.

Lors de l'exécution :

- sinistre volontaire ou faux sinistre : l'assuré provoque volontairement un sinistre ou il déclare un sinistre qui n'est pas survenu ;
- après un sinistre réellement survenu : l'assuré tente de faire entrer un sinistre dans le cadre d'une garantie qui ne devait normalement pas jouer, ou il augmente le montant des dommages qu'il prétend avoir subis.

Pour se soustraire à son obligation de garantie, l'assureur doit apporter la preuve de sa prétention ; celle-ci comporte deux aspects, que nous allons analyser successivement :

- la fausse déclaration ou la réticence ;
- l'existence de la mauvaise foi.

La réticence s'analyse comme étant « l'omission volontaire d'une circonstance qui aurait dû être déclarée[9] ». Cette abstention est relevée le plus souvent en assurance automobile :

- en ce qui concerne la non déclaration d'aggravation de risque : nous citons le cas d'un assuré (menuisier), couvert pour ses déplacements privés, qui utilise son véhicule pour des fins professionnelles et oublie de déclarer à son assureur qu'il est devenu représentant de commerce[10] ;
- en ce qui concerne la non déclaration des antécédents : par exemple, l'assuré oublie de déclarer sa condamnation pour conduite en état d'ivresse.

L'existence du questionnaire soumis à l'assuré lors de la signature du contrat, ne dispense pas celui-ci de déclarer les circonstances connues de lui, de nature à faire apprécier à l'assureur des risques pris en charge. A défaut de telles déclarations, la réticence est retenue.

A coté de la réticence, la déclaration volontaire d'un fait inexact est de loin la cause soulevée le plus fréquemment par les assureurs pour obtenir la nullité du contrat. La preuve d'un acte positif étant plus aisée que celle d'un comportement passif.

La mauvaise foi de l'assuré est appréciée souverainement par les tribunaux du fond[11]. Pour cela, ils peuvent prendre en considération :

- L'attitude du souscripteur, qui a multiplié les fausses déclarations, ou dont les mensonges sont évidents. Il dissimule par exemple, un accident récent ou particulièrement grave. Le fait qu'il n'est pas le propriétaire du véhicule[12]; il cherche à faire de substantielles économies sur le montant de la prime[13] ; il produit un document falsifié pour obtenir un bonus de 50%[14] ; il déclare n'avoir jamais été assuré auparavant pour échapper au malus… ;
- Sa capacité intellectuelle : sa mauvaise foi peut être écartée si, ne sachant ni lire ni écrire, il n'a pu comprendre le sens du document soumis à sa signature[15], elle peut être au contraire admise si, par sa profession, il était en mesure d'en comprendre l'exacte portée[16]. La cour de Dijon retient la nullité d'un contrat d'assurance automobile pour non déclaration de sinistres antérieurs, alors que le souscripteur était un illettré étranger, mais que celui-ci comprenait le français[17]

[9] Cass. , ch. Civ, 23/10/1973 (RGAT 1974, p 208)
[10] Cass. , 1ère civ., 1/03/1983 (J. A. 1983, p 248)
[11] Civ. I, 17 juillet 1990, RGAT 90-814, note R. Maurice, Crim. 9 décembre 1992, RGAT 92-282
[12] Civ. I. 8 novembre 1994, RGAT 95-34
[13] Civ. I, 11 décembre 1990, RGAT 91-45, note de H. Maargeat et J. Landel
[14] Civ. I, 14 novembre1995, RGAT 96-286, note F. Chardin
[15] Civ. I, 17 novembre 1987, RGAT 88-21, note J. Bigot
[16] Civ. I, 28 avril 1986, RGAT 86-392, note F. Chpuisat
[17] Cour de Dijon, 10/12/1981 (P. V. , Contentieux – 21 janvier 1982)

- La qualité des documents remplis par lui : s'il répond de manière inexacte, par oui ou par non, à des questions claires, précises et sans ambiguïté, cette circonstance est de nature à établir sa mauvaise foi. Au contraire, si l'assureur se prévaut des seules inexactitudes figurant sur le contrat, il n'est pas en mesure, à défaut d'une quelconque déclaration écrite et personnelle de l'assuré, d'établir sa mauvaise foi[18]. De même l'assureur ne peut se prévaloir d'une mention portée sur les conditions particulières si elle ne figure pas sur la proposition signée par l'assuré[19].

Les assureurs peuvent établir la preuve de la mauvaise foi par tous les moyens. Nous distinguons deux catégories de moyens de preuve : ceux qui sont intrinsèques au contrat souscrit par l'assuré; et ceux qui résultent d'un véritable travail d'investigation effectué par la compagnie d'assurance.

Cependant, l'assureur qui cherche à prouver la mauvaise foi de son assuré doit tout d'abord, commencer par analyser les réponses contenues dans le questionnaire soumis à l'assuré lors de la conclusion du contrat, afin de pouvoir les comparer avec la réalité et déterminer la fausseté ou les omissions dans les déclarations. Ainsi, la preuve mise à la charge de l'assureur, peut être faite par tous les moyens, mais il est certain que celle-ci est facilitée en présence d'un questionnaire.

Le questionnaire soumis à l'assuré à la souscription du contrat sert de moyen d'information pour l'assureur sur son contractant et surtout sur le risque qu'il garantit. Les réponses apportées dans ce questionnaire permettent de prouver la mauvaise foi de l'assuré. Pour un dossier douteux contenant de fausses déclarations, le questionnaire sert, non seulement à déterminer des circonstances que l'assuré a cachées (qu'il aurait dû déclarées lors de la souscription du contrat), mais aussi à prouver si ce dernier a été de mauvaise foi. L'assureur peut déduire la mauvaise foi du déclarant à partir des réponses fournies lors de la conclusion du contrat. En effet, il devient plus difficile à l'assuré de prouver sa bonne foi, puisque le questionnaire répond à toutes les exigences de précision. Une question précise doit amener une réponse précise[20]. Les formules employées par l'assureur doivent être dénuées de toute ambiguïté.

---

[18] Crim. 12 mai 1993, RGAT 93-805, note de J. Landel

[19] Crim. 13 février 1992, RGAT 92-539, note de J. Landel

[20] L'article L. 113-2 du Code des Assurances stipule : « l'assuré est obligé…de répondre exactement aux questions posées par l'assureur, notamment dans le formulaire de déclaration du risque par lequel l'assureur l'interroge lors de la conclusion du contrat sur les circonstances qui sont de nature à faire apprécier par l'assureur les risques qu'il prend à sa charge ».

En conclusion, pour prouver la mauvaise foi de son contractant, l'assureur ne doit laisser entrevoir aucun doute quant à son obligation d'information. L'assuré est supposé avoir une parfaite connaissance sur l'intégralité du contrat lorsqu'il fournit ses réponses et son consentement. Par conséquent, aucun doute ne doit subsister quant à l'origine des documents produits par l'assureur[21].

Au-delà de l'analyse du questionnaire soumis à l'assuré lors de la conclusion du contrat, l'assureur peut, dans la majorité des cas, recourir à de véritables investigations effectuées par des spécialistes du domaine. Cependant, il peut établir la preuve formelle de la mauvaise foi de son contractant.

Il est ainsi indispensable de faire appel à des recherches permettant de prouver la fausseté des déclarations de l'assuré, dès lors qu'il devient difficile pour le gestionnaire du dossier de prouver de façon certaine la fraude dont la compagnie d'assurance est la victime. Ces investigations englobent le plus souvent la vérification des faits déclarés par l'assuré, l'appréciation de la cause du dommage, et l'évaluation de l'indemnité réparatrice du préjudice subi. Elles permettent de confirmer les doutes de l'assureur. C'est pour cette raison que des expertises et des recherches approfondies sont indispensables pour vérifier la réalité des faits et démontrer éventuellement la mauvaise foi du déclarant.

2.2. La vérification de la réalité des déclarations par l'Expert:

Les actes frauduleux sont suffisamment répandus pour que les assureurs fassent leur possible pour les combattre, tant dans leur intérêt que celui des assurés qu'ils représentent, puisque le coût de la fraude est répercuté dans la prime d'assurance. Dans certains cas, il existe assez d'indices en faveur d'un acte volontaire pour que le sinistre fasse l'objet d'une enquête et pour que des poursuites soient engagées. L'assureur doit alors, suivre le déroulement de l'enquête, en se constituant partie civile par exemple. En cas de condamnation pénale pour escroquerie, ou acte volontaire, l'assureur peut se prévaloir de la décision pour invoquer la faute intentionnelle.

En l'absence d'enquête pénale, l'assureur peut prendre la décision de faire procéder à une enquête si des indices en nombre suffisant peuvent laisser croire à l'existence d'un dommage

[21] Selon l'article L. 112-3 du Code des Assurances, l'assureur «ne peut se prévaloir du fait qu'une question exprimée en termes généraux n'a reçu qu'une réponse imprécises ». Autrement dit, si l'assureur veut une réponse précise, il faut que sa question le soit également. De même à défaut de remise par l'assureur de document (le questionnaire), il ne pourra se prévaloir d'une mauvaise appréciation du risque qui lui est proposé.

frauduleux. Les indices qui doivent attirer l'attention de l'assureur sont surtout liés au contexte du sinistre, aux circonstances du sinistre et au déroulement du règlement.

Cependant, le recours à l'expertise est envisageable pour prouver la mauvaise foi de l'assuré; mais les juges de fond ne sont pas tenus de suivre les conclusions de l'expert. Cette solution traditionnelle a été retenue par la cour de cassation, notamment le 5 Juillet 1989 malgré les constatations d'une compagnie d'assurance déboutée de sa demande d'annulation du contrat sur la base de l'article L 113- 8 du Code des assurances.

Les compagnies d'assurance font appel à des experts en raison du particularisme d'un sinistre, ou tout simplement parce qu'il présente un certain coût. L'étendue de la mission de l'expert est variable, ses limites sont définies par celui qui le mandate.

Les experts se doivent donc:

- de savoir les indices de fraude et cela, dans toutes les branches où ils peuvent être amenés à régler des sinistres ;
- d'informer les assureurs des indices qu'ils ont pu découvrir, des soupçons qu'ils peuvent avoir quant au caractère frauduleux d'un sinistre ;
- d'assister les assureurs, leurs préposés ou auxiliaires (inspecteurs, enquêteurs, agents d'investigation d'ALFA[22]) chaque fois qu'une société d'assurances juge opportun d'ouvrir une information sur un sinistre qui apparaît « douteux ».

En présence de plusieurs indices permettant de suspecter l'existence d'une fraude, l'assureur a intérêt à procéder rapidement à des investigations qui lui permettent de confirmer ou d'infirmer ses soupçons. Il peut notamment :

- vérifier si d'autres contrats ont été souscrits par l'assuré, questionner le cas échéant les précédents assureurs ou les autres assureurs garantissant l'assuré pour d'autres risques, consulter le fichier des fraudes mis au point par les organisations professionnelles ;
- Prendre des mesures rapides pour garder les lieux en état, prélever les traces, en requérant en cas de besoin les services d'un huissier de justice, afin de conserver les preuves éventuelles d'un acte volontaire ;
- Faire procéder à une enquête, de préférence par des enquêteurs spécialisés. En effet, celle-ci doit être menée avec tact et discrétion, dans le respect de la vie privée à laquelle chacun a droit[23], en évitant le recours à des moyens illégaux. De plus le rapport d'enquête doit être précis, étayé par des documents justificatifs

[22] ALFA : Agence pour la Lutte contre la Fraude à l'Assurance
[23] Article. 9 al. 1er Code civile

(témoignages, etc.) assez convaincants pour que le juge les prenne en considération.

S'il est difficile de démasquer des escroqueries organisées, les auteurs de fraude « à la petite semaine », laissent souvent des indices. L'incohérence des déclarations, l'invraisemblance du sinistre, ou tout simplement la dénonciation anonyme éveillant le doute.

Les indices de fraude peuvent être classés en indices généraux qui doivent éveiller l'attention de l'expert et l'amener à pousser ses investigations :

- indices relatifs au contrat d'assurances.
- indices relatifs à la situation de l'assuré et à sa personnalité.
- indices relatifs à l'attitude de l'assuré au moment ou après le sinistre.
- indices généraux d'incendie volontaire imputable ou non à l'assuré.
- indices relatifs aux circonstances particulières de l'incendie.
- indices relatifs aux biens sinistrés.
- indices relatifs au comportement de l'assuré après l'incendie.
- indices propres aux circonstances du vol.
- indices propres aux biens dérobés.
- indices relatifs au comportement de l'assuré après le vol.
- indices relatifs aux circonstances du sinistre.
- indices relatifs au comportement des lésés ou du responsable après le sinistre.

Les indices ci-dessus énumérés ne constituent pour la plupart, que des éléments de nature à fonder un doute, un soupçon, à conduire l'expert à pousser plus en avant ses investigations. Certaines attitudes a priori surprenantes peuvent naturellement s'expliquer par la personnalité de l'assuré, par le contexte du moment.

Dans l'accomplissement de sa mission, l'expert peut déceler des fraudes. Il existe des espèces où le hasard joue en faveur des assurances, faisant que le même expert soit mandaté par deux compagnies différentes, auxquelles le même sinistre a été déclaré[24], ou encore que les deux experts se retrouvent ensemble sur les lieux du sinistre[25].

Mais c'est en fait dans la réalisation même de l'expertise que la détection peut être efficace. L'examen minutieux du bien sinistré peut permettre (sauf cas de vol) de vérifier la réalité même du sinistre, de confronter les déclarations de l'assuré quand aux circonstances du sinistre afin de contrôler la vraisemblance de celles-ci. Enfin l'évaluation au juste prix des

[24] Source A. G. F.
[25] Cass. 1ère civ., 9/11/1981 (D., 1983, p. 303)

réparations du dommage, rôle essentiel de l'expert, doit mettre un frein à l'exagération de celles-ci, et éviter la couverture des dommages antérieurs. Il est certain que le travail de l'expert n'est pas aisé, encore moins, d'ailleurs, lorsqu'il s'agit de déterminer le montant du préjudice subi par un assuré victime d'un vol. Les justificatifs, souvent insuffisants, voir inexistants, rendent l'évaluation délicate. Et pourtant, sensibilisés à ces problèmes de fraude, des experts essaient à leur niveau d'enrayer le phénomène.

A travers son expérience, et sa connaissance de la psychologie de ses interlocuteurs, l'expert peut aisément critiquer chaque indice. Ainsi, une fois qu'il a relevé un premier indice il doit ensuite rechercher s'il en existe d'autres, et vérifier s'il y a une confrontation des uns aux autres .En revanche, on ne demande pas à l'expert ou aux experts de se transformer en policiers. Mais, il faut bien savoir, que dans le strict cadre de leur mission, la recherche des circonstances, points de départ et causes du sinistre représente un champ d'investigations très large et susceptible de faire apparaître de nombreux indices de fraude.

L'expert est aussi un homme d'expérience, puisqu'il est déjà intervenu dans plusieurs occasions et pour des événements d'origine semblable. Il est technicien des dommages et de leur évaluation. En conséquence, lors de la recherche de la fraude en cas de sinistre, il peut apporter le poids de ses connaissances et de sa technicité acquises depuis des sinistres rencontrés précédemment et ayant la même nature d'événements.

Lorsque l'expert arrive à relever des indices capitaux sur le sinistre déclaré, il doit informer le plus vite possible l'assureur. En effet, il lui fournit les éléments qu'il a pu découvrir d'après les indices qu'il juge troublants. Il lui expose toutes les contradictions et anomalies qu'il a enregistrées. Ces éléments sont utiles pour que l'assureur puisse prendre des mesures particulières : soit qu'il confie une mission d'enquête à un de ses préposés, à un enquêteur indépendant ou à un agent d'investigation d'ALFA[26], soit qu'il choisisse de dénoncer les faits au Procureur de la République ou de déposer une plainte contre X ou encore – si des faits frauduleux sont patents et imputables – une plainte contre une personne dénommée.

Cette attitude est indispensable, car une instruction plus poussée nécessite souvent l'emploi de méthodes d'investigation policières, le recours à des renseignements externes ou le déclenchement d'une instruction judiciaire.

L'expert effectue, en ce qui concerne sa mission, les recherches et les contrôles nécessaires, recueille le maximum d'éléments suivant ses doutes, ses soupçons, et les hypothèses qu'il a formulées. Ensuite, il passe le relais à l'assureur. Ce dernier peut faire des recherches et des

[26] ALFA : Agence pour la Lutte contre la Fraude à l'Assurance.

investigations complémentaires. Il s'adresse, ainsi à des spécialistes ou à des organismes officiels afin de mener une enquête permettant d'approfondir les indices de fraude et d'identifier les auteurs de fraude et leurs complices. De surcroît, la fraude à l'assurance peut être le fait d'une organisation parfaitement structurée.

Il est toutefois, nécessaire pour les enquêteurs, de prendre contact avec les experts concernés et, en premier lieu, celui choisi par l'assureur, surtout si c'est lui qui a alerté son mandant sur le caractère suspect du sinistre. Il apporte ainsi à l'enquêteur le poids de son expérience, de ses connaissances et sa technicité en toute discrétion.

Citons à titre d'exemple, ce qui se passe dans les incendies volontaires, souvent réalisées en utilisant des liquides inflammables (gazoles, alcool, fioul, essence, etc...), des produits comburants (chlorate) ou des matières facilement inflammables. Les composants chimiques de ces substances peuvent être décelés et identifiés en laboratoire, notamment par l'emploi de techniques d'analyse telles que la chromatographie en phase gazeuse et la spectrographie de masse.

C'est pourquoi, il est souvent très utile que l'expert se rende au plus vite possible sur les lieux dés lors qu'il conçoit des doutes quant au caractère volontaire d'un incendie. Il doit prélever les traces, en requérant en cas de besoin les services d'un huissier de justice, afin de conserver les preuves éventuelles d'un incendie volontaire. Les échantillons prélevés étant ensuite soumis à un laboratoire parfaitement équipé.

Sur le plan juridique il importe que, pour effectuer ces prélèvements et pouvoir, le cas échéant, les opposer à l'assuré, certaines règles soient observées :

- l'accord de l'assuré,
- la présence de l'assuré,
- le concours d'un huissier de justice,
- le double prélèvement.

De plus, il est également important que l'expert prenne des photographies ou des films permettant de conserver la mémoire précise de l'état des lieux, en cas de doute sur le caractère volontaire de l'incendie. Les photographies ou les films pris par des professionnels (photographes de presse ou reporters-photographes libéraux), au moment même de l'incendie ou au cours de celui-ci ou peu de temps après son extinction peuvent aider l'expert à élaborer ses comparaisons et ses rapprochements par rapport aux photographies qu'il a prises lui-même lors de sa venue sur les lieux. Ceci peut lui servir de preuve pour montrer que des modifications ont été rapportées.

Mais la constitution d'un dossier photographique n'intéresse pas seulement les sinistres incendie. Un tel dossier peut constituer une source d'informations précieuses pour d'autres événements (explosion, vol, cambriolage...).

Le plus important dans ce genre d'affaires, est que l'enquête doit être menée avec tact et discrétion, dans le respect de la vie privée à laquelle chacun a droit, en évitant le recours à des moyens illégaux. De plus le rapport d'enquête doit être précis, étayé par des documents justificatifs (témoignages, etc.) assez convaincants pour que le juge les prenne en considération.

En conclusion, nous confirmons que le rôle de l'expert est central dans la détection de la fraude. Passons sur les problèmes de compétences : c'est aux experts eux-mêmes à veiller aux qualités professionnelles de l'ensemble des membres de leur profession. En revanche, la spécialisation et la vigilance, dont peuvent se prévaloir les experts, sont des éléments importants pour les assureurs. C'est une évidence, mandater un expert non spécialisé pour un vol de meubles anciens est normal, et peut coûter cher à la compagnie, si l'expert en toute confiance, suit les prétentions de l'assuré victime. La spécialisation est un gage de bonne et juste évaluation, nécessaire pour établir à son juste montant l'indemnisation due à l'assuré.

A ces problèmes de spécialisation et de vigilance s'ajoute celui de l'extension des fonctions de l'expert. Initialement, arbitre entre deux parties, il tend à devenir régleur de sinistre. Le détourner de ses fonctions premières, c'est diminuer son esprit d'objectivité pour n'en faire qu'un « expert – régleur de compagnie ». Or l'expert est un des éléments extérieurs, qui est le plus à même de détecter la fraude existante s'il est délivré des contraintes émanant de chacune des parties.

Enfin, il faut encore rappeler que, pour certains sinistres, la complexité et la difficulté de gestion des dossiers associés et présentés à l'assureur, nécessitent non seulement l'intervention de l'expert mais également un véritable travail d'investigation du coté des enquêteurs. Ces recherches approfondies sont indispensables pour vérifier la réalité des faits, apprécier la cause du dommage et démontrer éventuellement la mauvaise foi du déclarant pour confirmer les doutes de l'assureur.

Dans le paragraphe suivant, nous présentons les causes d'un recours au pouvoir d'investigation, la mission accomplie par les enquêteurs, et enfin, les limites et les lacunes de cette profession.

2.3. Le pouvoir d'investigation des enquêteurs d'assurances :

Les enquêtes sont menées selon des méthodes et avec des moyens très différents selon les sociétés ou mutuelles d'assurances. Les enquêteurs dans leur recherche, pour prouver la fraude à l'assurance, vont bénéficier d'un champ d'investigation très étendu. En effet, ils possèdent de larges pouvoirs pouvant être comparés à ceux des officiers de gendarmerie ou des fonctionnaires de police judiciaire. Ils sont sélectionnés, en raison de leur compétence. Leur compétence territoriale correspond approximativement au ressort d'une ou deux Cours d'Appel. Une formation continue leur est dispensée. Elle porte sur des données techniques spécialisées relatives au vol et à l'incendie, des examens critiques des causes de sinistres invoquées, des méthodes et conseils d'enquête, une documentation juridique des décisions relatives à l'assurance. A la suite de la saisine de ce service par la compagnie, une distribution des affaires est effectuée en fonction de la zone géographique concernée mais aussi de la spécificité de l'affaire. Toutefois, les enquêteurs de province peuvent être saisis directement par les compagnies. Leur mission est de découvrir la réalité, et de ménager des moyens de preuve à l'assureur. Mais, au delà de leurs investigations, leur principale préoccupation demeure le respect des principes fondamentaux des droits de la défense afin de donner à leurs enquêtes et aux preuves recueillies, la probité nécessaire, pour être produites lors d'une instance devant une juridiction.

Ces enquêteurs ont pour mission de démontrer que les faits déclarés par l'assuré sont erronés. Ils doivent, si cela leur est possible, ménager les moyens de preuves qui pourront être utilisés par l'assureur lors d'un procès. A partir des pièces du dossier de sinistre, et éventuellement de celles de production, qui leur sont communiquées par la compagnie, les enquêteurs effectuent leurs recherches : vérification des éléments du dossier, témoignages…

La recherche d'éléments d'informations constitue le fondement de leur moyen d'investigation, dans la mesure où elle ne porte pas atteinte aux droits des personnes. Le travail de recherche de l'agent d'investigation pour prouver une fraude à l'assurance, peut être mené dans de nombreuses directions : en vérifiant les divers fichiers, en se rendant dans les endroits où le sinistre peut avoir laissé des traces ou des indices, en entrant en relation avec l'intermédiaire pour vérifier les conditions de souscription, la régularité des règlements, la personnalité de l'assuré. Il peut demander des précisions à l'expert, aux ingénieurs et généralement à tous les techniciens, sur des points particuliers pouvant être utilisés pour ou contre l'assuré.

Il peut rendre visite aux personnes ou aux commerçants ayant fourni des justificatifs ou susceptibles de donner des informations.

L'enquêteur peut également vérifier la réalité des factures, des encaissements, en contrôlant la véracité des témoignages et leurs valeurs, en effectuant des démarches auprès de certains organismes privés ou officiels pouvant détenir des informations utiles : banques, sociétés de prêts, conservation des hypothèques.

Il a également la possibilité de se rapprocher des services officiels d'enquêtes territorialement compétents afin de leur fournir des informations éventuellement utilisables pour l'ouverture d'une enquête préliminaire ou bien pour leur demander des renseignements qui permettraient soit d'étayer la bonne foi de l'assuré, soit de confirmer les doutes initiaux. Il est indispensable, pour ces enquêteurs de conserver des traces écrites de tous les renseignements qu'ils ont pu recueillir. Ceux-ci peuvent résulter de documents obtenus de façon régulière au cours des investigations, c'est à dire de véritables factures, des photographies probantes, des résultats d'analyses, des bulletins d'hospitalisations. Il est à noter que les méthodes des agents d'investigation s'adaptent aux recherches effectuées permettant d'aboutir à la preuve formelle de l'innocence ou de la culpabilité de l'assuré.

Deux rapports sont ensuite établis : l'un souvent verbal, pour la compagnie, comportant tous les éléments consécutifs à l'enquête, l'autre destiné, avec l'accord de l'enquêteur, à être produit en justice, dépouillé des renseignements qui ne peuvent être portés sur la place publique.

Désormais, de nombreuses entreprises d'assurances ne font pas appel systématiquement à l'organisation mise en place par ALFA, mais préfèrent solliciter soit des détectives privés, soit leur propre service d'enquêtes. Ce fait est d'autant plus regrettable que la raison de ce refus est essentiellement due à des raisons de nature économique, car le coût des enquêtes menées par ALFA est estimé trop élevé.

En outre, le recours à d'autres sources demeure-t-il nécessaire ? Celles-ci sont les suivantes :

- Les services spécialisés de police : leur objectif majeur est de démasquer des escrocs et les trafics organisés.
- Les enquêteurs privés : certains d'entre eux ne travaillent qu'avec une compagnie, d'autres reçoivent leurs missions de plusieurs d'entre elles. Les assureurs ont pris l'habitude de recourir à ces enquêteurs privés afin de déceler les manœuvres frauduleuses dont ils étaient victimes. Mais en raison des abus constatés, tant au niveau de la qualité des services que leur coût, les assureurs ont tenté de s'organiser en

créant le service Sinistres Douteux, évoqué, tout en conservant éventuellement la possibilité de recourir aux services « des privés ».

- Les fichiers : à travers une centralisation des renseignements détenus par chacune des sociétés, que toutes les autres pourront bénéficier d'une information la plus complète et la plus efficace possible et leurs études deviennent plus performantes en les alimentant systématiquement des données qu'ils sont à même de recevoir.
- Les indicateurs : Leur mission est de dévoiler où se trouve le bien sinistré, ou encore quelle est la cause réelle du sinistre et ceci bien sûr moyennant une rémunération. Ils sont le plus souvent des chômeurs ou des agents de police qui font le tour des rues et parkings, afin de découvrir les véhicules perdus figurant sur le fichier central des véhicules volés, dont ils ont connaissance par l'intermédiaire de policiers ou experts complices. Ensuite ces indicateurs contactent les compagnies concernées pour leur vendre le renseignement.

2.4. La création d'un organisme professionnel : L'Agence pour la Lutte contre la Fraude à l'Assurance (ALFA).

L'agence de lutte contre la fraude à l'assurance s'est développée en premier lieu aux Etats-Unis et au Canada, premiers pays à avoir pris conscience du problème de la fraude. En France, la création d'un organisme officiel représentatif de la profession de l'assurance est devenu une nécessité. En effet, pour pallier la carence des pouvoirs publics afin de saisir un phénomène ne cessant de se développer et ne pouvant être abandonné, les assureurs ont mis en place, le 1er janvier 1989, l'Agence pour la Lutte contre la Fraude à l'Assurance (ALFA) sous la forme juridique d'une association sans but lucratif de la loi du 1er janvier 1901.
ALFA a pour vocation de protéger les assureurs et les assurés contre la fraude. A ce titre, elle s'inscrit dans une perspective d'intérêt général. Elle a pour mission de doter les entreprises d'assurances d'une structure opérationnelle anti-fraude destinée à leur fournir sur le plan national les moyens centralisés :

- d'un service d'enquête ;
- d'une information inter-assurances ;
- d'une interface avec les pouvoirs ;
- d'une action d'étude et de réflexion, de formation et de sensibilisation.

Appropriée à la mission pour atteindre les objectifs visés, l'ALFA comprend :

2.4.1. Le bureau central d'investigation des assurances :

Il a la charge des enquêtes. Il recrute et coordonne l'envoi en mission d'environ 80 agents d'investigation qui couvrent tout le territoire national y compris les DOM-TOM. Ces agents exercent leur activité dans un cadre libéral. Ils sont rigoureusement sélectionnés parmi d'anciens officiers de police judiciaire issus de la police et de la gendarmerie nationale, dont le professionnalisme et l'intégrité sont ainsi garantis.
L'agence assiste ses agents en cours d'enquête. Elle contrôle leurs rapports qui peuvent être produits en justice et soumis à des règles précises.
En assurance de dommages, ALFA effectue des enquêtes sur les vols et les accidents des véhicules. Elle dispose aussi d'une équipe d'ingénieurs spécialisés et d'une trentaine d'agents techniquement formés pour déterminer les causes d'incendies et pour détecter plus particulièrement ceux dont l'origine est humaine et volontaire. Les débris calcinés prélevés par les agents d'ALFA sont analysés par des laboratoires hautement qualifiés.
En assurance de personnes, un médecin-conseil, attaché à ALFA, est chargé de suivre, dans la discrétion et le respect du secret médical, ces dossiers sensibles, en liaison avec les agents d'investigation spécialisés en ce domaine, les gestionnaires des dossiers de sinistre et les médecins conseils des entreprises d'assurances.

2.4.2. Le bureau central d'information inter-assurances:

- La messagerie électronique fonctionne sur le réseau auquel chaque correspondant anti-fraude accède par un code. A l'aide d'un terminal celui-ci peut transmettre, soit des demandes de renseignements, soit des réponses à ces demandes. L'ensemble étant centralisé et communiqué à tous les correspondants anti-fraude ou simplement à ceux qui sont susceptibles d'être concernés.
- Le fichier échange d'information est alimenté par les assureurs et consultable par les correspondants anti-fraude sur le réseau.

2.4.3. Le commissaire de police, chargé de mission :

Sa mission implique également:

- De dénoncer aux administrations concernées les délits autres que l'escroquerie à l'assurance mis en exergue aux cours des enquêtes.
- De relancer pour le compte des assureurs des dossiers qui auraient été classés sans suite par les parquets.
- De centraliser les réquisitions ou les demandes de renseignements adressées par les pouvoirs publics et concernant des informations sur des assurés.
- De contrôler l'application des règles de déontologie d'ALFA auxquelles sont soumis les enquêteurs.
- De procéder à des études juridiques, à des opérations de sensibilisations à la fraude tant à l'intention des assureurs et des experts que des représentants des pouvoirs publics.
- De participer à des colloques ou commissions sur les différents aspects de la fraude.

Section 3 : La politique de prévention et de dissuasion de la fraude

3.1. Sanction et pénalité :

Il s'agit dans ce paragraphe d'étudier les différentes sanctions prévues en cas de fausse déclaration ou d'omission ayant pour effet de fausser l'opinion de l'assureur.

L'incertitude jurisprudentielle a une conséquence directe sur l'application des sanctions de l'article L. 113-8 du code des assurances[27], devant entraîner l'annulation du contrat d'assurance en cas de fraude. Ainsi, lorsque l'élément intentionnel est établi, le contrat est nul, l'assuré perd tout droit à la garantie, et toutes les primes payées restent acquises à l'assureur[28]. Cette nullité connaît des applications particulières qui permettent de s'interroger sur l'adéquation du terme de nullité employé par le législateur.

Cette constatation démontre l'importance considérable du choix de l'action que va intenter l'assureur pour faire condamner son contractant. En revanche, et du fait de la nullité du contrat, l'assureur peut également se faire rembourser toutes les indemnités d'assurances

[27] L'article L. 113-8 CA prévoit que « indépendamment des causes ordinaires de nullité, et sous réserve des dispositions de l'article L. 132-26, le contrat d'assurance est nul en cas de réticence ou de fausse déclaration intentionnelle de la part de l'assuré, quand cette réticence ou cette fausse déclaration change l'objet du risque ou en diminue l'opinion pour l'assureur, alors même que le risque omis ou dénaturé par l'assuré a été sans influence sur le sinistre… »

[28] L'article L. 113-8 CA « …Les primes payées demeurent alors acquises à l'assureur, qui a droit au paiement de toutes les primes échues à titre de dommages et intérêts… ».

réglées en paiement de sinistres antérieurs ainsi que les intérêts de celles-ci dus à partir du jour où l'assuré les a perçues indûment. Cela signifie que l'annulation obéit à la règle classique de la rétroactivité. Dés lors, les parties doivent être remises en état où elles se trouvaient avant la souscription de la convention.

Toutefois, les tribunaux considèrent que l'assureur ne peut plus se prévaloir de la nullité du contrat lorsque par exemple il accepte, après la connaissance de la fausse déclaration, de payer des prestations ou de missionner un expert[29].

Si l'on fait référence au droit commun, la règle de rétroactivité de la nullité du contrat, implique la récupération des primes par l'assuré, afin de remettre les parties à l'état initial de la souscription du contrat.

De plus, l'article L. 113-8 du code des assurances autorise l'assureur à conserver toutes les primes encaissées, et même de percevoir les primes échues avant la demande d'annulation du contrat si elles ne lui sont pas encore payées.

Egalement, si l'on suit ce principe de rétroactivité, il est impérativement demandé à l'assuré de restituer toutes les indemnités qu'il a perçues depuis la date de prise d'effet de la nullité. Toutefois, la récupération de toutes ces sommes (indemnités perçues et primes échues) par l'assureur, demeure très difficile en raison de l'impossibilité dans laquelle se trouve généralement l'assuré de rembourser.

Nous pouvons ainsi en conclure, que l'application de l'article L. 113-8 du code des assurances représente une garantie permettant à l'assureur de sanctionner gravement le comportement d'un individu ayant commis des actes frauduleux à son encontre.

En cas de fausse déclaration non intentionnelle, et lorsque l'assuré est de bonne foi, sa déclaration erronée fausse l'opinion de l'assureur, déséquilibre son engagement vis-à-vis du risque qu'il a accepté et justifie une correction du contrat.

Cette correction diffère selon que l'inexactitude sera découverte avant ou après le sinistre :

- Avant le sinistre : D'après l'article L. 113-9 du Code des Assurances[30] ; l'assureur peut choisir entre deux actions possibles : Soit il accepte de maintenir le contrat à condition de l'adapter ainsi que la prime, et que cette adaptation soit acceptée par l'assuré. Mais, en cas de refus de ce dernier, le contrat sera résilié. Soit, il décide de se séparer de son client s'il voit qu'il

[29] CIV. I, 18 janvier 1977, D. 77-IR-287, note C. Berr et H. Groutel.

[30] D'après l'article L. 113-9 CA, si l'omission ou la fausse déclaration « …est constaté avant tout sinistre, l'assureur a le droit soit de maintenir le contrat, moyennant une augmentation de prime acceptée par l'assuré, soit de résilier le contrat dix jours après notification adressée à l'assuré par lettre recommandée, en restituant la portion de la prime payée pour le temps où l'assurance ne court plus… ».

ne peut plus garantir le risque et ce dans un délai de dix jours et après notification à l'assuré par lettre recommandée.

- Après le sinistre : la sanction appliquée dans cette situation est appelée « *règle proportionnelle de prime* », (ou réduction proportionnelle d'indemnité)[31]. L'assureur fait supporter l'assuré une part proportionnelle des dommages. Autrement dit, la prime payée correspond à un certain risque, différent de la réalité. Cependant, l'assuré ne peut recevoir une indemnité complète puisqu'il n'a pas payé la prime adéquate. Ainsi la règle proportionnelle de prime s'écrit :

$$\text{Indemnité} = \frac{\text{montant du sinistre} \times \text{prime payée}}{\text{prime due}}$$

Un deuxième cas qui doit être étudié à ce niveau, est celui correspondant à l'aggravation du risque en cours du contrat. En effet, nous cherchons à analyser les sanctions appliquées par l'assureur, lorsque le risque est aggravé, c'est-à-dire, le risque ne correspond plus à celui que l'assureur avait accepté de garantir à la souscription du contrat. Ainsi d'après l'article L.113-2 du code des assurances[32] , l'assuré doit informer l'assureur de toutes nouvelles circonstances entraînant l'aggravation des risques. En cas de non déclaration, l'assureur peut non seulement prévoir une déchéance de garantie, mais aussi prouver que la déclaration tardive a entraîné un préjudice[33].

En revanche cette aggravation du risque peut être régulièrement déclarée de la part de l'assuré. Dans ce cas, l'assureur agit sur le fondement des deux articles L. 113-2 CA[34] et L. 113-4 CA[35] du code des assurances. (L'article L. 113-4 CA vient compléter l'article L.113-2 CA, en indiquant le sort à réserver au contrat et les dispositions à prendre). En effet, il est

[31] L'article L. 113-9 CA prévoit que : « …Dans le cas où la constatation n'a lieu qu'après un sinistre, l'indemnité est réduite en proportion du taux des primes payées par rapport aux taux des primes qui auraient été dues, si les risques avaient été complètement et exactement déclarés ».

[32] L'article L. 113-2 CA dispose que l'assuré est obligé « …de déclarer, en cours de contrat, les circonstances nouvelles qui ont pour conséquences, soit d'aggraver les risques, soit d'en créer de nouveaux et rendent de ce fait inexactes ou caduques les réponses faites à l'assureur, notamment dans le formulaire… »

[33] L'avant dernier alinéa de l'article 113-2 CA stipule : « lorsqu'elle est prévue par clause du contrat, la déchéance de la garantie pour déclaration tardive (une absence de déclaration au moment du sinistre pourra toujours être considérée comme telle) au regard » du délai prévu de quinze jours, « ne peut être opposée à l'assuré que si l'assureur établit que le retard dans la déclaration lui a causé un préjudice. Elle ne peut être opposée dans tous les cas où le retard est dû à un cas fortuit ou de force majeur.

[34] L'article L. 113-2 CA poursuit en précisant : « …l'assuré doit, par lettre recommandée, déclarer ces circonstances (nouvelles constituant une aggravation) à l'assureur dans un délai de quinze jours à partir du moment où il en eu connaissance… ».

[35] L'article L. 113-4 CA stipule : « en cas d'aggravation du risque en cours de contrat… ; l'assureur à la faculté soit de dénoncer le contrat, soit de proposer un nouveau montant de prime… »

possible pour l'assureur de résilier le contrat en suivant l'article L. 113-4 CA comme l'article L. 113-9 CA relatif à la fausse déclaration non intentionnelle, dans un délai limite de dix jours et après notification à l'assuré. Et cependant, la partie de prime non courue doit être restituée à l'assuré. De plus, l'assureur peut résilier le contrat dans un délai de trente jours qui suivent la nouvelle proposition liée à l'adaptation de la prime, et ce, en cas où l'assuré ne donne pas suite à cette proposition ou bien il la refuse[36].

Dans le tableau suivant, nous donnons un résumé des mesures entreprises par les compagnies d'assurances en cas de fausse déclaration intentionnelle et en cas d'aggravation du risque. Ces mesures sont établies sur la base des articles L. 113-2, L. 113-4, L. 113-8 et L. 113-9 du code des assurances.

Tableau récapitulatif :

Fausse Déclaration, Aggravation, Modification

Fausse Déclaration du risque lors de la souscription	**Sanctions Appliquées au contrat**	
	Avant sinistre	**Après sinistre**
Intentionnelle	Nullité	Nullité
Non intentionnelle	Résiliation ou adaptation du contrat	Règle proportionnelle de prime

Aggravation du risque en cours de contrat	**Délai de déclaration par l'assuré**	**Conséquence sur le contrat**
Obligation de déclarer les circonstances qui modifient les réponses faites à la souscription du contrat	15 jours à partir du moment où il en a eu connaissance	Résiliation ou adaptation de la police et de la prime

[36] L'article L.113-4 CA permet à l'assuré de refuser d'adapter la prime, le contrat peut être résilié dans les trente jours de la nouvelle proposition : « …si l'assuré ne donne pas suite à la proposition de l'assureur ou s'il refuse expressément le nouveau montant, dans le délai de trente jours à compter de la proposition, l'assureur peut résilier le contrat au terme de ce délai, à condition d'avoir informé l'assuré de cette faculté, en la faisant figurer en caractères apparents dans la lettre de proposition… ».

Modification du contrat	Délai d'acceptation par l'assureur	Conséquence sur le contrat
(obtenir une garantie nouvelle, ou en supprimer une, modifier la date d'échéance du contrat, et la durée du préavis) ⇒ A la demande de l'assuré	10 jours	Acceptation de l'assureur et mise au point des conditions, ou refus et maintien en état du contrat

Toutefois, devant cette complexité et cette insécurité des décisions jurisprudentielles pouvant parfois aboutir à une absence de sanction selon les preuves accumulées par la compagnie d'assurances, il est possible pour cette dernière d'agir sur le fondement de l'article L. 113-9 du code des assurances. En effet, en cas d'impossibilité d'apporter une preuve formelle de la mauvaise foi de l'assuré, l'assureur peut intenter une action sur la base de cet article afin de ne pas laisser impuni l'ensemble des fausses déclarations.

Plus généralement, selon que la preuve de mauvaise foi de l'assuré soit établie ou pas, l'assureur se trouve devant un choix de deux actions possibles. S'il considère que la mauvaise foi n'existe pas ou est impossible à démontrer, il agira sur le fondement de l'article L. 113-9 du code des assurances. S'il estime que la mauvaise foi existe, il agira sur le fondement de l'article L. 113-8 du code des assurances.

Existence de mauvaise foi de l'assuré ⇓ **Article L. 113-8 CA**	Inexistence ou impossibilité de preuve de la mauvaise foi de l'assuré ⇓ **Article L. 113-9 CA**

Enfin, en matière pénale, c'est sur la base du code de procédure pénale qu'il faut agir. Ainsi, en ce qui concerne la charge d'apporter la preuve, il est indispensable d'appliquer la règle fondamentale de la présomption d'innocence.

En effet, la compagnie d'assurance, victime de la fraude, se contentera dans la majorité des cas de rapporter la preuve du dommage et du lieu de causalité avec l'information commise, la preuve du délit pénal reposant essentiellement sur le ministère public, représenté par le

Procureur de la République. Ce dernier reçoit des plaintes et apprécie la suite à leur donner. Il fait également procéder à tous les actes et recherches nécessaires à la poursuite des infractions. Le juge d'instruction est saisi soit par un réquisitoire introductif émanant du Procureur, soit par une plainte avec constitution de partie civile de la société d'assurance. Pour parvenir à la manifestation de la vérité, il peut être aidé par la police judiciaire. En matière pénale, l'administration de la preuve est également facilitée puisqu'aux termes de l'article 427 du code de procédure pénale[37] *«hors les cas où la loi dépose autrement, les infractions peuvent être établies par tous moyens de preuve et le juge décide d'après son intime conviction.»*

Ainsi, le juge doit faire reposer sa conviction sur des éléments soumis à la libre discussion des parties et se fonder sur des présomptions dès lors que les faits qui lui servent de fondement ont été produits à l'audience.

Les preuves sont d'abord recueillies au cours de l'enquête réalisée par la police, puis lors de l'instruction préparatoire pour être examinées, discutées, éventuellement complétées au cours de l'audience devant le tribunal correctionnel. Les moyens de preuve employés par la police au cours de l'enquête sont principalement les constatations des officiers de police judiciaire, les auditions des personnes susceptibles d'apporter des renseignements, les perquisitions et saisies de pièces à conviction. Il est également possible de procéder à des examens techniques et scientifiques.

Par la suite, au cours de l'instruction préparatoire, le juge dispose de tous les moyens de preuve admis par le droit pénal: la perquisition ou l'expertise judiciaire.

Enfin, lors de l'audience, les magistrats procèdent à une nouvelle instruction au cours de laquelle les preuves figurant au dossier sont examinées et confrontées.

Les moyens de preuves utilisables, tant devant les juridictions civiles que devant les juridictions pénales sont très nombreux et facilitent la démonstration de la fraude dont l'assureur est victime.

Une fois la fraude est démontrée, il ne reste plus à ce dernier qu'à mettre en marche la machine judiciaire pour enclencher le processus répressif afin d'obtenir réparation de son préjudice. Pour ce faire, l'assureur peut agir contre l'assuré fraudeur soit devant la juridiction civile en réparation du manquement à l'obligation contractuelle de bonne foi édictée dans

[37] L'article 427 du code de procédure pénale stipule : « Hors les cas où la loi en dispose autrement, les infractions peuvent être établies par tout mode de preuve et le juge décide d'après son intime conviction. Le juge ne peut fonder sa décision que sur des preuves qui lui sont apportées au cours des débats et contradictoirement discutées devant lui. »

l'article 1134 du code civil[38], soit devant la juridiction pénale lorsqu'il s'estime victime des manœuvres frauduleuses.
Si l'assuré a fraudé, il est normal que le couperet de la sanction pénale ou civile tombe, mais il en est de la lutte contre la fraude comme de toutes les luttes : la répression utilisée seule est insuffisante. Elle doit toujours s'accompagner de mesures de préventions.

3.2. La prévention de la fraude :

La prévention de la fraude semble revêtir trois aspects :

- Lorsque les assureurs mettent en place une politique rigoureuse pour la lutte contre la fraude, il est indispensable d'en informer les assurés pour qu'ils ne soient pas surpris par un changement d'attitude de leur contractant et afin d'éviter d'être sanctionnés comme des fraudeurs à cause de leur négligence ou inattention.
- Il est de l'intérêt des assureurs de résoudre tous les problèmes qui entravent leur démarche pour garantir une lutte efficace contre les manœuvres frauduleuses et d'essayer d'éviter toute incitation à la fraude.
- Il est impératif de réfléchir d'une façon constante sur le problème qui doit permettre d'améliorer progressivement et continûment les techniques utilisées pour la lutte et la prévention de la fraude.

Essayons dans ce qui suit de présenter quelques thèmes de réflexion sur ces trois aspects.

3.2.1. La nécessité de l'information et du contact entre assureurs et assurés :

Ce qui est constaté le plus souvent est que l'assuré n'entre en contact avec son assureur que pour payer la prime ou pour demander une indemnisation en cas de survenance d'un sinistre. En revanche, il est important d'attirer l'attention de l'assuré sur le problème de fraude à l'assurance et les sanctions qui en découlent. Créer une publication régulière qui permet de circuler un certains nombre d'informations nouvelles pour l'assuré et de le rappeler des problèmes importants qu'il a pu oublier, nous semble être indispensable pour créer un climat relationnel rigoureux entre les deux contractants.

[38] L'article 1134 du code civil stipule : « Les conventions légalement formées tiennent lieu de loi à ceux qui les ont faites. Elles ne peuvent être révoquées que de leur consentement mutuel, ou pour les causes que la loi autorise. Elles doivent être exécutées de bonne foi. »

Cependant, pour une meilleure prévention, l'assureur a intérêt à instaurer un dialogue élargi avec l'assuré. Pour cela, il peut faire appel à un intermédiaire qui a pour mission d'engager un tel dialogue et sur différents points. Cet intermédiaire doit s'assurer de la bonne compréhension par l'assuré en ce qui concerne les garanties, les indemnités, les remboursements, les exclusions…Cette meilleure connaissance, de la part des assurés, peut les conduire à chercher à mieux se couvrir et à ne pas penser que l'assureur est le seul responsable d'une indemnité insuffisante. En effet, pour certains gens honnêtes, il existe une mentalité de petit fraudeur ; telle qu'un assuré mal indemnisé représente un fraudeur potentiel : sinistré et volé par son assureur.

Néanmoins, il existe des assurés qui connaissent parfaitement les clauses de leur contrat. Ils savent ce qu'ils doivent faire pour garantir la meilleure indemnisation possible sans se servir des tentatives de fraude ou de tricherie. Que cette catégorie de gens soient sur-informée n'amène guère à développer la fraude ni à rendre les sous-informés (mal-indemnisés) plus malins.

Un autre moyen pour sensibiliser les assurés quand aux justificatifs et conséquences de la fraude, consiste à effectuer des expertises préalables ou des expertises bidons permettant l'intermédiaire d'induire des réflexes qui seront profitables lors de la survenance d'un sinistre et incitant les assurés à se procurer des moyens de preuve.

A l'aide d'une information sur les moyens de protection pour l'ensemble des garanties portant sur les biens, l'intermédiaire peut se prévenir du risque couvert et de la fraude. Il doit par exemple, insister sur le marquage des véhicules afin de se trouver un moyen de lutte contre le vol et contre l'assurance des cartes grises, des épaves, des véhicules en mauvais état qui représentent des objets d'incitations aux faux vols.

Enfin, il faut noter aussi, qu'il est indispensable d'avertir l'assuré sur les sanctions civiles et pénales encourues en cas de fraude et que cet avertissement aura un effet dissuasif. En revanche, il s'avère difficile aux assureurs d'informer les assurés des moyens de lutte contre la fraude dont ils disposent, sans les faire sentir qu'on les suspecte à priori. Nous suggérons que cette sensibilisation devrait avoir lieu avant la survenance du sinistre, voir lors de la signature du contrat. L'assureur fait signer son client, outre le contrat, un texte distinct rappelant l'ensemble des sanctions et des actions prises contre les déclarations frauduleuses. Ce texte serait remis immédiatement ou envoyé quelques jours après à l'assuré afin d'augmenter l'impact de cette information.

En conclusion, nous pensons que c'est aux compagnies d'assurance et aux divers organismes de la profession d'instaurer un climat relationnel franc et d'assurer une information plus large

portant sur les mécanismes de l'assurance. Ils doivent viser à améliorer leur image de marque, établir un contrat de manière moins occasionnelle, plus diffuse et plus régulière. Cette politique nous semble efficace et rigoureuse pour faire face aux problèmes de fraude à l'assurance. L'information doit porter sur les techniques de lutte mises en place, sur les coûts encourus, sur les conséquences pécuniaires, pénales et civiles entreprises pour sanctionner les fraudeurs (majoration de la prime, annulation du contrat, restitution des indemnités…).

3.2.2. La nécessité d'une politique rigoureuse de règlement de sinistre :

Il est nécessaire pour les sociétés d'assurance d'informer l'assuré de la mise en place d'une politique de règlement de sinistre de rigueur ainsi que de leurs décisions d'accroître leur vigilance quant aux problèmes de fraude.

En effet, chaque assureur doit exiger à son contractant une preuve tangible de l'existence et de la valeur du bien à assurer lors de la souscription du contrat. Cette mesure doit être entreprise afin d'éviter les demandes d'indemnités de biens n'existant pas et qui sont déclarés volés. L'assuré qui a acheté un véhicule à un particulier sans même exiger une facture, ne sait pas que celle-ci pourrait lui être demandée en cas de vol.

En revanche cette méthode pourrait inciter les assurés malins ou encore « débrouillards » à se procurer des factures de complaisance aux comptes des assurés plus honnêtes qui peuvent être conduits à leur tour à pratiquer ce genre de fraude. Ainsi, la facture d'achat a un rôle très important et doit obligatoirement être jointe au certificat de vente (par exemple lors de la demande de carte grise à la préfecture).

Il est à noter aussi que le dossier de sinistre doit être construit avec toute rigueur :

- L'assureur doit exiger une déclaration de sinistre écrite, où l'assuré énonce le plus de renseignements possibles sur le dommage. Ceci permet de regrouper toutes les pièces nécessaires pour un dossier de sinistre : la déclaration du risque, la déclaration de sinistre, la facture, les certificats médicaux, les procès verbaux, les témoignages…Ce dossier servira ensuite à apporter les éléments de preuve indispensables.
- L'assuré doit fournir à l'assureur tous les justificatifs des renseignements énoncés lors de la déclaration du sinistre.
- L'assureur doit effectuer les vérifications de ces renseignements ainsi que de leurs justificatifs.

- Faire appel le plus vite possible à l'expert qui doit se rendre rapidement sur les lieux afin d'éviter les mauvais conseils d'amis et de garder les lieux en état, prélever les traces, et conserver les preuves éventuelles d'un acte volontaire. En cas de doute, une collaboration entre un intermédiaire et l'expert s'avère utile pour cerner les qualités morales de l'assuré.

Enfin, il est plus judicieux de recourir aux enquêteurs ALFA ou privés chaque fois qu'une société d'assurances juge opportun d'ouvrir une information sur un sinistre qui apparaît « douteux ».

Il est indispensable que le dossier de sinistre soit géré rigoureusement de façon à pouvoir dissuader l'assuré de tout comportement de fraude. Néanmoins, l'assureur peut refuser de régler toute indemnité d'assurance, lorsque l'assuré s'engage dans des manœuvres frauduleuses. Il attend ensuite à l'appeler éventuellement à comparaître en justice, en versant le cas échéant des indemnités de retard.

Cependant, lorsque l'assureur arrive à rassembler un certain nombre de faits et à montrer la mauvaise foi de l'assuré fraudeur, il peut systématiquement entreprendre une poursuite pénale.

A notre avis, il est suffisant d'avoir un dossier douteux dans une compagnie d'assurance pour que les services de règlement de sinistre parviennent à détecter des fraudes de même nature. Avoir une personne affectée à ces problèmes de sinistres douteux, les aidera à cette détection. Il est vrai que ces problèmes ne sont que marginaux par rapport à la totalité des dossiers d'assurance d'une compagnie, mais une telle sensibilisation sur les techniques de fraude, les moyens de lutte et de prévention contribue énormément à accroître la vigilance.

Section 4 : La nécessité de confrontation des problèmes de fraude implicites :

Il existe des problèmes implicites à la fraude à l'assurance, auxquels, les assureurs doivent apporter des réponses. Parmi ces problèmes, nous citons les suivants :

4.1. L'insuffisance de l'information :

Il est absolument obligatoire pour toutes les compagnies d'assurance d'être indiscret sur tout ce qui concerne le problème de fraude. En effet, à travers une centralisation des renseignements détenus par chacune des sociétés, que toutes les autres pourront bénéficier

d'une information la plus complète et la plus efficace possible et leurs études deviennent plus performantes en les alimentant systématiquement des données qu'ils sont à même de recevoir. Les sociétés d'assurance disposent d'un moyen informatique, ce qu'on appelle messagerie électronique qui fonctionne sur un réseau, auquel chaque correspondant anti-fraude accède par un code. A l'aide de cette technique, celui-ci peut transmettre, soit des demandes de renseignements, soit des réponses à ces demandes, l'ensemble étant centralisé et communiqué à tous les correspondants anti-fraude ou simplement à ceux qui sont susceptibles d'être concernés.

Il ne s'agit pour nous que de rappeler, que le fonctionnement des fichiers constitués semble être insuffisant et ne représente qu'une technique particulièrement adaptée pour répertorier les fraudeurs. Cependant, ce moyen n'est pas infaillible, et les fichiers n'étant d'aucune utilité lorsque l'assuré fraude pour la première fois.

4.2. Le litige experts – assureurs :

Dans le cadre de sa mission, l'expert effectue les recherches et les contrôles nécessaires, recueille le maximum d'éléments suivant ses doutes, ses soupçons, et les hypothèses qu'il a formulées. Ensuite, il passe le relais à l'assureur. Son rôle est par conséquent central dans la détection de la fraude.

Désormais, se méfier des problèmes de compétences des experts, est impératif aux sociétés d'assurance. Mais c'est aux experts eux-mêmes, à veiller aux qualités professionnelles de l'ensemble des membres de leur profession. En revanche, la spécialisation et la vigilance, dont peuvent se prévaloir les experts, sont des éléments importants pour les assureurs. En effet, lorsque l'assureur engage un expert non spécialisé pour un vol de véhicules anciens par exemple, peut coûter cher à la compagnie. Cependant, la spécialisation de l'expert mandaté, représente un gage de bonne évaluation pour fixer le juste montant de l'indemnité à payer à l'assuré.

Un autre problème, vers lequel les assureurs doivent orienter leur attention, est celui de l'extension des fonctions de l'expert. Le premier rôle qui doit être joué par ce dernier, est d'essayer d'arbitrer entre les deux contractants : l'assureur et l'assuré. Mais dans la majorité des cas, l'expert tend à se transformer en régleur de sinistre. Ainsi, ce détournement de sa mission première peut diminuer son esprit d'objectivité et le faire passer d'un « expert-détecteur de fraude » à un « expert-régleur de compagnie ». Cependant, il ne faut jamais oublier que l'expert n'est qu'un élément extérieur qui a pour mission d'effectuer les contrôles

et les vérifications nécessaires pour orienter et aider l'assureur à combattre les manœuvres frauduleuses.

La position de l'expert reste toutefois délicate. En effet, il peut être confronté à un problème important, lors de l'évaluation du sinistre à indemniser. Nous savons que l'expert est toujours mandaté par l'agent avec visa de la compagnie. L'expert peut décider de réduire le montant de l'indemnité d'assurance par rapport à ce qui a été demandé par l'assuré, ou dans certains cas la refuser. Ceci peut l'amener à agir à l'encontre des intérêts de l'agent qui peut décider de ne plus le mandater et ne plus faire appel à ses services.

Dans le cas contraire, où l'expert parait plus généreux et augmente le montant de l'indemnité par rapport à ce qui a été demandé, cette surévaluation du dommage peut entraîner la censure de la compagnie.

La solution est donc de rester au milieu, il ne faut ni trop augmenter, ni trop réduire le montant de l'indemnisation. Mais cet arbitrage, ne doit guère amener à une lutte impartiale contre la fraude, y compris les exagérations et les modifications des circonstances.

4.3. Le problème d'incitation à la fraude :

Les assureurs cherchent toujours à enrayer le problème de fraude, mais il existe toujours des faits plus ou moins incitant à la fraude. Souvent, les assureurs connaissent ces faits, mais ils ne savent pas trop comment les éviter. D'ailleurs, en général, les mesures restrictives sont créées par les pouvoirs publics et non par les assureurs eux-mêmes. Les assureurs paraissent parfois impuissants pour trouver une solution claire aux cas de fraude qu'ils rencontrent.

Les compagnies d'assurance doivent donc, prendre en compte le fait que certaines clauses sont souvent trop insidieuses et donc très tentantes au comportement de fraude. Les assureurs devraient peut-être arrêter les remboursements monétaires au profit des remboursements en nature. A savoir, ne pas payer les réparations d'un véhicule sans vérifier les factures, ou proposer une réparation dans un garage agrée ; ou ne pas rembourser un bien immobilier sinistré mais proposer son remplacement en nature. Détaillons encore plus ces points :

- En assurance auto :

- La carte grise d'un véhicule réduit à l'état d'épave peut donner lieu à des fraudes. Il est donc indispensable, de mettre en place un système de retrait de carte grise efficace.

- La garantie de bris de glace a fait l'objet de nombreux abus. Le remboursement immédiat, sur simple présentation de facture, a permis de régler plus de pare-brises qu'il n'en était

fabriqués. Les assureurs doivent ainsi, être plus attentifs et vigilants devant les possibilités de fausses factures.

- Dans l'ancien système de bonus-malus, l'accident de parking était sans effet sur le malus. C'est ainsi qu'un grand nombre d'accidents sans collision avec un autre véhicule se sont transformés en accidents de parking.

- Un certain assureur de fabricant de système de protection anti-intrusion s'engage à payer la différence entre le prix du véhicule neuf et l'indemnité payée par l'assureur du véhicule, s'il est volé dans les deux ans et s'il n'est pas retrouvé ou s'il est déclaré irréparable.

- En assurance d'immeubles :

Le remboursement d'immeubles détruits en valeur d'usage, représente un élément central d'incitation aux incendies volontaires, permettant de gagner une indemnité sans que l'on exige la reconstruction de l'immeuble. Nous proposons ainsi, d'obliger l'assuré dans ce cas de reconstruire le bâtiment. A défaut de reconstruction, l'assureur peut rembourser l'indemnité d'assurance en fondant ses calculs sur la valeur vénale de l'immeuble.

- En assurance multirisques habitation :

Le premier exemple qui attire notre attention est l'abus de fraude dans la garantie dommage électrique. Ce sinistre représente en réalité un entretien et ne doit cependant pas être couvert. En effet, dans cette garantie, la fraude est très facile à réaliser et sa détection est minime, vu les coûts de vérification qu'elle génère et qui sont dans la majorité des cas, plus élevés que le dommage même. A ce problème de coût prohibitif, s'ajoute le problème que les intermédiaires sont souvent peu regardants sur la réalité et l'ampleur de ces sinistres. Ce qui permet à leur clientèle d'être satisfaite de récupérer la prime.

- En assurance d'objets précieux :

Cette garantie représente beaucoup d'inconvénients lorsque les biens sont assurés au sein d'une multirisques habitation. En effet, un assuré mal remboursé en cas de sinistre, peut systématiquement se transformer en fraudeur potentiel. Toutefois, la tendance des sociétés d'assurance est de réduire dans ce genre de contrat la part d'indemnité consacrée aux objets précieux. Mais, cette forme de multirisques habitation intéresse beaucoup d'assurés et permet en conséquence de favoriser la fraude systématiquement. D'autre part, l'intermédiaire peut aussi orienter les préférences des assurés vers une garantie spécifique des objets de valeur.

Les assureurs doivent ainsi, trouver un moyen efficace pour lutter contre les déclarations des biens inexistants ou d'un montant exagéré par rapport à la valeur réelle des objets volés.

Nous suggérons d'avertir les assurés à l'aide d'une clause contractuelle contresignée, où ces derniers doivent déclarer avoir pris connaissance, qu'en absence d'expertise préalable, ils doivent prouver la valeur des objets volés.

La liste d'exemples que nous venons de citer n'est pas exhaustive. Il existe encore d'autres problèmes qui peuvent éveiller chez les assurés un comportement de fraude. Nous tenons à attirer l'attention des assureurs sur les points suivants :

- En général, et dans la majorité des cas, les assureurs se contentent de refuser de prendre en charge le sinistre, sans faire constater la nullité du contrat par un juge. Les fraudeurs ne risquent donc pas ou que très peu de peine de justice. De plus, les assureurs n'intentent pas de procès à l'encontre de l'assuré, même si toutes les preuves formelles sur le comportement de fraude sont établies. Cette procédure est trop coûteuse et n'aboutit pas à une peine pour l'assuré. Souvent, en cas de détection de la fraude, il n'est demandé à l'assuré que de restituer les frais de dossier encourus par l'assureur. Cependant, les avantages financiers procurés par le comportement frauduleux, s'avèrent plus élevés que le risque de peines juridiques.
- Un deuxième point important qu'il faut citer, est que nous constatons qu'il existe un manque de communication entre les compagnies d'assurance d'un pays à un autre. L'importance de cette remarque réside dans le fait que cette attitude encourage la fraude, dans la mesure où les assurés peuvent vendre une voiture à l'étranger et la déclarer volée dans leur pays d'origine. Ainsi, l'ouverture au marché unique va accroître encore plus ce type de fraude.
- Pour les assurances de vol de vélo, comme celles de vol de voitures, la compagnie d'assurance qui travaille avec une chaîne de grande surface propose aux assurés un remboursement intégral de leur vélo s'il est volé moins d'un an après son achat. Cette clause d'assurance semble incitante à la fraude.
- La franchise est par définition la part de sinistre qui reste à la charge de l'assuré. Elle est à l'origine destinée à limiter le problème d'aléa moral. Mais on s'aperçoit de plus en plus que sa valeur n'est pas efficace dans la mesure où elle est devenue un moyen qui incite à frauder. En effet, les assurés augmentent le montant des dommages lors des déclarations auprès des assureurs afin de trouver un moyen pour récupérer cette franchise.

D'autre part, et du coté de l'assureur, cette franchise ne lui permet même pas de récupérer les coûts de vérification. Cependant, le concept de franchise semble ne plus être efficace, sauf pour les petits dommages que les assurés ne déclarent pas.

- Il faut attirer l'attention des assureurs sur le fait que la rapidité de remboursement des sinistres représente un élément central d'incitation à la fraude. En effet, les assureurs indemnisent les assurés sans attendre de vérifier les preuves d'achat. Cette rapidité dans le règlement représente une attitude de l'assureur pour satisfaire son client, mais cela ne favorise pas la lutte contre la fraude. Il faut que les règlements soient moins rapides, pour permettre un contrôle du sinistre, et proposer une indemnité plus grande pour l'assuré en contrepartie du temps perdu (récompense), s'il s'avère bien sûr que la déclaration n'est pas frauduleuse.
- Un dernier point d'incitation à la fraude, est que le délai probatoire pour les contrats d'assurance vie est passé de deux ans à un an en cas de suicide du souscripteur.

Pour conclure, nous notons qu'en France, l'élaboration des fichiers informatique pour recenser les fraudeurs n'est pas très appréciée par les autorités compétentes. En revanche, de tels fichiers sont beaucoup plus précis au Royaume-Uni et soumis à moins de contraintes. Les compagnies d'assurance allemandes se sont aussi trouvées confrontées aux autorités pour élaborer ces fichiers. Mais, elles ont réussi, à mettre en œuvre un fichier basé sur des données numériques codées et qui ne violent pas le caractère personnel des données.

4.4. Le manque de moyens de répression des enquêteurs :

Devant la perfection dont disposent les fraudeurs pour organiser une mise en seine d'un sinistre ou falsifier une facture ou autre, les enquêteurs se trouvent souvent face à un manque de moyens répressifs et une incapacité d'apporter les preuves à ces manœuvres évasives. En effet, juridiquement, rien ne contraint les commerçants qui ont fabriqué des factures à un assuré, à refuser de recevoir l'expert qui vient chercher quelques éléments de preuve de la fraude organisée par l'assuré. Ce dernier, peut même aller jusqu'à porter des menaces à l'égard des enquêteurs.

De plus, nous constatons que les marges de manœuvres des enquêteurs sont tellement faibles qu'ils n'arrivent pas dans beaucoup de cas à apporter la preuve de la mauvaise foi de l'assuré et à démontrer la fraude avec pertinence.

Normalement, au moment des enquêtes, les assurés et les témoins doivent établir leurs déclarations sous serment, mais certains d'entre eux, prennent peur et se rétractent. En revanche, ce-ci n'est pas le cas de beaucoup de fraudeurs qui sont scrupuleux.

Il arrive des fois où les assurés avouent avoir fraudé lors de la déclaration de leurs dommages, mais ils espèrent tout de même qu'on leur rembourse les indemnités calculées sur la base des vraies factures. Désormais, les assureurs ne payent rien comme indemnité, dans le sens où la moindre preuve de fausses déclarations donne droit à l'assureur de ne rien rembourser.

En général, les enquêteurs sont sélectionnés d'anciens fonctionnaires de police judiciaire, et doivent par conséquent subir des tests psychologiques avant d'être nommés comme enquêteurs. Le problème ici est que, dans certains cas de fraude compliqués, l'enquête peut durer longtemps, ce qui favorise l'établissement d'un climat amical entre l'assuré et l'enquêteur. Ce dernier, peut dans ce cas, se transformer en complice de l'assuré fraudeur. En revanche, penser de cette façon veut dire qu'on peut soupçonner tout le monde. Mais nous avons l'intention de rappeler que les enquêteurs ne sont pas très bien payés par rapport à la quantité de travail qu'ils élaborent. Ce-ci peut facilement les pousser à se trouver eux-mêmes des moyens pour améliorer leurs gains.

Lorsque l'assuré fraudeur se rend compte que l'enquêteur a pu rassembler suffisamment de preuves pour le condamner, il peut tenter de le soudoyer. Dans ce cas, il est suffisant que cet enquêteur ait des difficultés financières pour qu'il passe du côté de l'assuré.

Même si le fraudeur ne prend pas l'initiative de soudoyer l'enquêteur, ce dernier peut tout de même, trouver un arrangement avec les fraudeurs soumis à de faibles peines, et pour qui il a dû effectuer une enquête pénible pour les culpabiliser.

Il est vrai que ce problème d'enquêteurs fraudeurs est relativement très rare, mais il est conseillé que les compagnies d'assurance s'en méfient.

Section 5 : Critiques et réflexions à promouvoir

Dans ce qui précède, nous avons cherché à soulever les problèmes que peuvent rencontrer les assureurs, dans le but d'attirer leur attention sur certains points sous-jacents au phénomène de fraude. Nous allons dans ce qui suit, détailler point par point les critiques adressées aux professionnels de l'assurance, et présenter les solutions à envisager pour lutter d'une façon plus efficace contre la fraude.

5.1. Le développement de la centralisation des données :

Comme on l'a déjà mentionné précédemment, les fichiers informatiques représentent une source de renseignements très utiles à toutes les sociétés d'assurance. Notamment, ces fichiers permettent de répertorier les fraudeurs et facilitent leur identification, en cas de besoin, sans pour autant qu'il y aura viol des secrets personnels.
Ces fichiers semblent être d'une grande importance, et il s'avère aussi utile d'en rajouter d'autres :

- Un fichier sur les personnes : Ce fichier servira à répertorier la vie d'assuré des gens et à présenter des indications sommaires, permettant d'orienter les recherches dans des directions utiles et de gagner beaucoup de temps pour les dossiers compliqués.
- Un fichier sur les objets précieux : Ce fichier d'identification et de recherche des objets précieux est d'une grande importance, devant ce que reçoivent les assureurs comme fausses déclarations et ce qu'ils supportent comme frais.
- Un fichier régional sur les enquêtes et les expertises en cours : Ce fichier est très utile, dans la mesure où les experts sensibilisés au problème, veillent à ce qu'un même sinistre ne soit pas indemnisé plusieurs fois. Il est demandé aussi à chaque expert d'attirer l'attention de ses confrères sur les qualités morales d'un assuré qui a été déjà suspecté de fraude lors d'une expertise antérieure.
- Un fichier informatique international : Ce fichier sert à faciliter les communications entre les compagnies d'assurance d'un pays à un autre. Cependant, l'ouverture sur d'autres marchés permet d'éviter un certains nombre de fraude, telle que par exemple, la vente d'un objet ou d'un véhicule à l'étranger et le déclarer volé au pays d'origine.

5.2. L'accroissement de la circulation de l'information :

Nous distinguons les trois aspects suivants :

- L'information de l'assuré : Nous tenons à insister sur l'importance des affiches, des articles de presse, radio, télévision…etc., et tout ce qui permet de sensibiliser l'assuré sur les actions pouvant être entreprises contre lui en cas de fraude. Notamment, il est plus efficace de faire signer par l'assuré un texte rappelant les sanctions pénales et civiles qui peuvent lui être appliquées s'il manifeste un comportement frauduleux. Ce texte doit être signé par l'assuré au moment de la signature de son contrat d'assurance,

et lui être remis immédiatement ou lui être expédié quelques jours après. Cette attitude, permet de faire comprendre à l'assuré le danger de la criminalité qu'il en est aussi victime, surtout en matière d'escroquerie à l'assurance.

- L'information des professionnels de l'assurance : Il est important d'effectuer des stages, des formations continues, des séminaires et des publications sur le thème de fraude. Ce que nous avons remarqué, est que ces manifestations et ces sources d'information jugées d'une extrême importance, sont de plus en plus développées dans d'autres pays, tels que les Etats Unis et le Canada, et restent très peu répandues en France. En outre, les professionnels d'assurances, ont eux-mêmes besoin d'être sensibilisés de l'ampleur et du danger du problème de fraude dont les tentatives de lutte s'avèrent marginalisées par rapport aux objectifs de profits et d'image de marque.
- La nécessité de la collaboration : Il est fondamental qu'il y ait une collaboration étroite entre les assureurs, les enquêteurs, les experts, les autorités, les services de police et pompiers, et les fonctionnaires de la juridiction.

  En cas d'incendie par exemple, les procès verbaux des premiers arrivants sur les lieux, tels que les policiers et les pompiers, sont d'une grande importance et utilité. C'est à l'aide de ces procès et de ces observations minutieuses, que les assureurs arrivent à construire leurs preuves pour vaincre la réticence des juges à sanctionner ces délits. Nous suggérons ainsi, de rassembler toutes les parties intéressées au cours d'un séminaire et évoquer ces thèmes.

5.3. L'intérêt de l'homogénéité des actions des assureurs :

D'après des études faites sur la fraude à l'assurance dans certains pays étrangers, notamment, le Canada et les Etats-Unis, il existe un comportement homogène de l'ensemble des assureurs, en ce qui concerne leurs actions anti-fraude. En effet, ces compagnies d'assurances étrangères suivent toutes et obligatoirement un même règlement qui va dans le sens de la prévention, de l'observation et de l'éclaircissement de la fraude et de l'escroquerie.

En revanche, cette homogénéité n'est malheureusement pas appliquée en France. Le seul point commun entre les assureurs français est le refus de payer ce qui n'est pas dû. Au-delà, chacun agit à son propre intérêt et à sa propre manière.

Il est nécessaire de mettre en place des unités plus homogènes, manifestant des comportements plus sévères et permettant de garantir une lutte efficace. Cette sévérité doit servir à sanctionner et dissuader les fraudeurs.
C'est au sein d'organismes communs à toutes les sociétés d'assurances, tel que l'ALFA, que cette coordination pourrait s'établir. Les assurances françaises, doivent s'organiser et suivre l'exemple canadien et américain pour mettre en place une structure efficace : notamment au canada, on parlait des S.A.C.A. (Services Anti-Crime des Assureurs) et aux Etats-Unis, on parlait du I.C.P.I. (Insurance Crime Prevention Institut).

5.4. La nécessité des études et des statistiques :

Le phénomène de fraude a certes intéressé et attiré beaucoup de recherches et études, mais reste tout de même difficile à quantifier. Ce handicap dû à la quasi-inexistence de statistiques fiables, pose un problème pour l'ensemble des sociétés d'assurances qui ne disposent pas de résultats pertinents, renseignant sur l'ampleur de la fraude.
Nous insistons sur l'importance des recherches et des statistiques pour faciliter aux assureurs la tâche de cerner de façon précise le phénomène de fraude. En effet, les assureurs ont besoin d'éléments plus précis (chiffres, études statistiques…), afin d'éveiller leur conscience quant à la gravité de la fraude et ses effets sur leurs profits et sur le fonctionnement de leurs compagnies. Ceci peut les aider à adopter de plus en plus des techniques de lutte plus efficaces.

5.5. La nécessité de réduire le problème d'aléa moral :

En général, l'assuré manifeste un comportement d'aversion au risque, qui le pousse à souscrire auprès de l'assureur, un contrat d'assurance l'indemnisant en cas de sinistre. L'assuré cherche à travers ce contrat à diminuer l'écart de revenu entre deux états de nature différents, ce qui revient à garder le bien ou perdre le bien. L'assureur est par contre, neutre au risque. En contrepartie de l'indemnité d'assurance, il demande à l'assuré de lui verser une prime d'assurance. Pour calculer cette prime, l'assureur doit identifier le type d'assuré avec lequel il va contracter : s'agit-il d'un assuré à bas risque ou d'un assuré à haut risque ?
La différenciation de la clientèle s'avère une tâche difficile pour l'assureur. La solution est donc de créer des clauses d'auto-sélection et des clauses de participation. C'est ainsi que

l'assuré puisse révéler son type, que le contrat soit adapté à lui et que le marché puisse fonctionner d'une façon normale.

Le problème ici est que les contrats des bas risques vont certainement attirer les assurés à hauts risques. En effet, la présence d'individus à hauts risques sur le marché d'assurance va chasser[39] les bas risques. Il faut que les assureurs leurs proposent des contrats à forte prime mais avec une assurance complète, et pour les bas risques, un contrat avec prime actuarielle et couverture partielle.

Il faut noter ensuite, que cette classification de la clientèle crée entre autre, un problème de généralisation des contrats de franchise. Néanmoins, la franchise est génératrice de fraude. Les assurés refusent de supporter une partie du sinistre. La solution pour eux est de frauder en augmentant la déclaration de dommage pour récupérer la franchise. Pour eux frauder est normal puisqu'ils paient déjà une prime élevée. Néanmoins, il ne faut pas condamner uniquement les individus à bas risques de fraude, car il ne faut pas oublier la tentation des hauts risques à se transformer en bas risques et qu'ils puissent trouver de la franchise un moyen de fraude. En conclusion, il n'existe pas de profil type du fraudeur. Ce qu'on peut dire à ce niveau, est qu'il s'agit juste d'un individu qui espère avoir plus qu'il en a droit avec tout moyen.

Parallèlement à ce problème de classification, les assureurs doivent penser à résoudre le problème d'aléa moral[40]. Il faut que les sinistres soient aléatoires pour que le marché d'assurance fonctionne correctement. L'assuré ne doit pas par conséquent agir ni sur la périodicité du sinistre ni sur son ampleur.

En résumé, le problème d'asymétrie d'information entre l'assureur et son contractant peut générer un problème de fraude. A la base, il s'agit du manque d'information sur le type de l'assuré (bas risque ou haut risque) ainsi que sur le fait s'il est mal intentionné ou pas. Ce problème semble se répercuter sur l'assureur, mais il ne faut pas oublier qu'il a aussi un grand effet sur l'assuré lui-même. En effet, l'existence d'aléa moral, influe directement sur les primes et sur les remboursements d'assurance du fait que l'assureur va proposer des contrats différents (primes différentes, et indemnités différentes).

[39] Il s'agit d'un terme utilisé par Akerlof, qui a étudié les marchés de ventes de voitures d'occasions et s'est aperçu que les mauvais clients chassaient les bons clients.

[40] Risque moral : traduction de l'expression anglaise « hazard moral » qui montre l'existence d'une asymétrie d'information sur les variables endogènes entre l'assuré et l'assureur. L'assuré peut agir sur cette asymétrie avant ou après la signature du contrat.

Conclusion et discussion :

Très peu d'études statistiques et qualitatives se sont intéressées à l'analyse du problème de fraude et de l'efficacité des moyens et des techniques appropriés pour la combattre. Par contre, une littérature très riche et abondante est distinguée dans le domaine de la modélisation théorique.

Dans ce premier chapitre, nous avons présenté à travers une synthèse analytique ce qui se passe en réalité en assurance et notamment, les différents scénarios de fraude et les actions entreprises par les assureurs pour lutter contre ce phénomène. Nous avons dégagé certains points centraux sur lesquels les assureurs doivent s'arrêter et être plus vigilants.

Le premier problème qui entrave les assureurs est celui lié au risque moral. En effet, à la souscription du contrat, les assureurs se trouvent devant une incapacité d'observer les caractéristiques morales de l'assuré et celles du risque qu'il demande de couvrir. Ils sont dans beaucoup de cas, obligés sans avoir l'intention de le faire, d'accepter des risques de mauvaises qualités que leurs politiques de gestion du risque leur auraient conseillé de ne pas prendre ou moyennant une rémunération supérieure. La question qui nous vient à l'esprit, est : comment pourrait-on réduire ou éviter ce problème de risque moral ? Quels sont ainsi, les facteurs les plus pertinents sur lesquels les assureurs doivent se baser pour pouvoir identifier le type de leurs clients ainsi que la qualité des risques à couvrir ?

A ce problème de risque moral, s'ajoute le problème de manque ou d'insuffisance de la circulation de l'information entre l'assureur et l'assuré. Nous visons surtout, à éveiller l'attention des assureurs sur le fait que les assurés sont souvent très mal-informés sur les actions pouvant être entreprises contre eux en cas de tentatives de fraude. Notamment, la possibilité de vérifications très minutieuses des sinistres, à travers les expertises et les enquêtes. Il faut que les assurés sachent que les experts sont des gens de la profession et que les enquêteurs sont des anciens fonctionnaires de police judiciaire. De plus, il est indispensable que les assurés soient conscients du danger de la fraude en leur rappelant l'ampleur des sanctions monétaires et pénales qui peuvent leur être appliquées en cas de détection.

Il est vrai que contrôler systématiquement toute déclaration de sinistre, représente un gage de sécurité à la compagnie d'assurance. Mais il ne faut pas oublier, les coûts d'expertise et d'enquêtes. Il est parfois plus intéressant à l'assureur, et surtout pour les petits dommages, de rembourser directement le sinistre sans faire appel aux services de l'expert à cause du coût qui

en découle. Cette éventualité pousse certains assurés à profiter des petits sinistres pour se procurer un moyen d'obtention d'une indemnité plus élevée. Ce point d'arbitrage entre la minimisation des coûts d'un coté et la lutte contre les manœuvres frauduleuses d'un autre coté, nous semble très central, dans la mesure où il nécessite une étude plus précieuse et plus approfondie. De surcroît, il s'avère intéressant de tester l'efficacité ainsi que la forme d'audit la plus pertinente. Faut-il mener un audit déterministe ou un audit aléatoire ? Sur quelle base l'assureur doit s'appuyer pour prendre sa décision d'audit ? Quelle mesure faut-il entreprendre et quel contrat faut-il offrir pour inciter l'assuré à ne pas frauder ?

Un autre point que nous avons discuté dans ce chapitre, concerne les mesures répressives et les sanctions appliquées aux comportements frauduleux. Il s'agit de l'application des lois fixées par les législations et du recours aux procédures pénales pour définir et décider, de quoi doit-on sanctionner telle délinquance, telle escroquerie ou tel crime…Le problème que nous avons distingué est qu'il n'est pas toujours vrai que les assureurs appliquent avec certitude ces pénalités et fassent appels aux juges. En effet, et dans la majorité des cas, les assureurs se contentent de refuser de prendre en charge le sinistre. Les fraudeurs ne risquent donc pas ou que très peu de peine de justice. De plus, les assureurs n'intentent pas de procès à l'encontre de l'assuré, même si toutes les preuves formelles sur le comportement de fraude sont établies. Cette procédure est trop coûteuse et n'aboutit pas à une peine pour l'assuré. Souvent, en cas de détection de la fraude, il n'est demandé à l'assuré que de restituer les frais de dossier encourus par l'assureur. Cependant, les avantages financiers procurés par le comportement frauduleux, s'avèrent plus élevés que le risque de peines juridiques.

Ces constations, nous ont poussé à réfléchir encore plus sur la crédibilité et l'efficacité des systèmes de sanctions utilisés pour combattre la fraude. La question qui nous a orienté est la suivante: est ce que les sanctions appliquées par les assureurs pour pénaliser la fraude sont assez sévères pour avoir un effet dissuasif efficace ?

Une dernière réflexion sur laquelle nous pouvons mettre l'accent dans notre recherche, est relative à l'effet de l'ampleur et de la fréquence de survenance des sinistres sur le comportement de l'assuré vis-à-vis de la fraude. Notamment, nous cherchons à expliquer la décision de fraude par le biais de certaines variables qui ont un rapport direct avec l'assuré.

D'après ce que nous avons remarqué dans les différents dossiers de fraude étudiés, il existe des sinistres qui sont plus sujets à la fraude que d'autres. En assurance automobile, les exemples sont multiples et variés. En effet, les enquêtes réalisées confirment que les cas sont très nombreux et les fraudes sont tellement fréquentes qu'elles tendent à être banalisées (bris de glace, faux vol de voitures, faux cambriolages, faux accidents de circulation…).

A quoi est due cette abondance de fraude dans ce domaine d'assurance ? S'agit-il d'un mauvais fonctionnement de la profession? Ou bien de non-conformité des contrats par rapport aux risques couverts ? Ou tout simplement d'un domaine très favorable pour que l'assuré en trouve facilement un moyen pour se procurer de l'argent ?

Enfin, il faut noter que l'assureur n'est pas tout seul responsable du développement de la fraude ; l'assuré aussi en est le premier coupable. C'est ce qui fait de la fraude un problème majeur qui nécessite une étude très minutieuse et plus approfondie. Le manque de guide économique et d'appui statistique à l'ensemble des assureurs, nous a motivé à élaborer une approche expérimentale qui combine trois types d'analyse. La première est théorique. Elle adopte une modélisation qui formalise économiquement le problème de fraude. Cette modélisation, analyse l'interaction entre un assuré averse au risque et un assureur neutre au risque. La stratégie de l'assuré est définie par son choix de frauder ou de dire la vérité au moment de la déclaration du sinistre. Par contre, celle de l'assureur consiste à décider de mener ou pas un audit. Une extension de notre modélisation consiste à introduire la possibilité pour l'assuré de recourir à un intermédiaire pour falsifier le sinistre. Cette falsification, sert à rendre l'audit plus difficile et du coup, l'assureur ne peut plus détecter la fraude avec certitude. Nous visons à confronter les deux versions d'audit : parfait et imparfait; afin d'élaborer une comparaison et en retirer les solutions pour combattre la fraude d'une façon efficace.

La méthodologie que nous avons adoptée, dans la deuxième classe d'analyse, se fonde sur une étude expérimentale de la fraude à l'assurance. Il s'agit de tester en laboratoire, les prédictions de la théorie. Cette étude a pour objectif d'analyser à différents niveaux les comportements de fraude manifestés par les assurés, leurs motivations à entreprendre de telles actions, et le pouvoir de l'audit et des sanctions à créer des effets dissuasifs efficaces. Notamment, la confrontation des assurés aux assureurs, nous aide à mieux contrôler, les problèmes de risque moral et d'information que nous avons soulevés précédemment.

Enfin, le troisième type d'analyse est économétrique et nous permet de tester la validité de nos résultats expérimentaux.

Introduction générale :

Le coût de la fraude à l'assurance : quelques éléments statistiques :

Combattre les sinistres frauduleux est devenu un problème majeur qui concerne la plupart des compagnies d'assurance. Le degré de sévérité de cette fraude dépend des différentes formes qu'elle revêt. Nous distinguons généralement les deux formes suivantes : la déclaration d'un faux sinistre et l'augmentation du montant d'un dommage réel. L'objectif essentiel des fraudeurs est de chercher à obtenir des indemnités plus généreuses. Picard (1996b) adopte les deux définitions suivantes. Il appelle *fraude opportuniste*, celle qui consiste à profiter d'un accident dans son propre intérêt. Et la *fraude planifiée*, celle qui résulte d'un acte criminel[1]. Weisberg et Derrig (1991) et Hoyt (1989), distinguent quatre types de fraude : la fausse déclaration des faits, la fausse déclaration du risque, l'exagération du dommage et la fraude planifiée.

Bien qu'il est impossible de mesurer avec exactitude la proportion du coût de sinistres attribuée à la fraude, les assureurs savent que la fraude peut intervenir dans touts les secteurs de l'assurance et représente au minimum 5% du montant des sinistres annuels. Les taux de fraude les plus élevés concernent surtout les incendies, les accidents et vols automobiles et les accidents corporels[2].

En Europe, le comité européen des assurances considère que la fraude à l'assurance représente entre 5 et 10% de la totalité des indemnités d'assurance (voir Alary et Besfamille, 2000). L'étendue estimée de la fraude dans le marché d'assurance automobile espagnole, tel qu'il était reporté par Artis et al. (1999), fluctue entre 15 et 60%. Le déficit économique annuel estimé, provenant de la fraude, sur le marché d'assurance allemand, est d'à peu prés 2 billions d'euros, ce qui représente 11% des indemnités payées. Au Canada, Mezda (1998)

---

[1] Cette terminologie est issue des travaux de Weisberg et Derrig (1993)

[2] Par exemple, dans leur étude portant sur l'assurance des accidents corporels d'automobile, Weisberg et Derrig (1991, 1992) ont montré que le taux de fraudes soupçonnées est de 10%. Le pourcentage de sinistres douteux, atteint 48,2% en 1989 après la réforme de la loi de l'assurance automobile de 1988. En outre, selon Mooney et Salvatore (1990), presque 13% des sinistres en assurance automobile, en Floride, sont frauduleux. Les études économiques de Dionne et St Michel (1991) et Dionne et al. (1992), portants sur la compensation des travailleurs, montrent que l'exagération des montants de dommage est particulièrement importante pour certains sinistres, tels que les problèmes de la colonne vertébrales ou des douleurs de dos, qui sont très difficiles à diagnostiquer. L'organisation américaine de lutte contre la fraude (U.S. Coalition Against Insurance Fraud [CAIF]) note qu'en 1992, le coût de la fraude s'élève à 850$ par famille américaine (voir Lloyd's List Insurance, 26 avril 1995).

estime que la fraude à l'assurance atteint 2 billions de Dollars des primes d'assurance automobile dans le pays. Boyer et Schiller (2003) affirment qu'aux Etats-Unis, la fraude à l'assurance automobile représente une industrie réalisant des chiffres prohibitifs de multi billions de Dollars. « The United States General Accounting Office » estime que 1 dollar sur 7 dépensé en frais médicaux est associé à la fraude et qu'en 1998 le coût de sinistre frauduleux s'élève à 12 billions de dollars (Department of Justice, 1999)[3]. Brockett et al. (1998) montrent que le montant de la fraude aux Etats-Unis est de 20 billions de Dollars annuellement, dont 6 billions peuvent être attribués aux excès de paiement. En étudiant les bases de données des assureurs, Weisberg et Derrig (1991) estiment que 10% de l'ensemble des sinistres sont frauduleux, 35% à 48% d'entre eux prennent l'aspect d'une exagération du dommage.

Le bureau d'assurance canadien reconnaît l'importance de la fraude dans le pays. En 2000, la Coalition Canadienne contre la Fraude à l'Assurance trouve que 25% des accidents déclarés contiennent des éléments de fraude – coûtant 500 millions de dollars à l'industrie, par an. Pour le Canada Atlantique, spécifiquement, le même rapport avance que 28% des déclarations d'accidents sont frauduleux, ce qui équivaut à un montant fluctuant entre 40 millions et 60 millions de dollars.

La nécessité de la lutte contre la fraude à l'assurance :

La lutte contre la fraude prend plusieurs formes. Premièrement, les assureurs peuvent investir dans des dépenses d'apprentissage de leur personnel, ce qui permet aux experts de devenir plus aptes à identifier les déclarations frauduleuses, tel que par exemple, pour les sinistres où il n'existe pas de témoins, certains doutes peuvent être soulevés, en ce qui concerne leur validité (voir Dionne et Gagné, 2001). Une deuxième possibilité, pour les assureurs est d'investir dans des procédures d'audit plus approfondies, ce qui coûte bien sûr plus cher à la compagnie. Par exemple, l'assureur peut faire appel à des investigations privées. La troisième possibilité est de déléguer la tâche d'investigation à un organisme indépendant.

En effet, la fraude à l'assurance a été longtemps considérée comme étant une charge nécessaire pour les assureurs. Un changement de ce point de vue est récemment apparu pour prouver qu'il est indispensable de gérer et de combattre cette fraude (voir The White paper on insurance fraud, 2000). Cependant, la fraude à l'assurance est complexe par sa nature. Notamment sa mesure et sa détection représentent deux tâches très difficiles à mener. Comme

[3] Source : Departement of Justice Health Care Fraud Report, Fiscal Year 1998. Washington, DC: Departement of Justice, 1999.

le démontrent Weisberg et Derrig (1991), Cummins et Tennyson (1996) et Nielson et Kleffner (2003), la fraude est facile à se produire mais difficile à réfuter du fait des coûts prohibitifs que cela implique. La littérature sur le sujet est très abondante. Un courant de travaux récents s'est intéressé à l'analyse de la fraude et de l'expertise (voir Picard, 1996 ; Boyer, 2000 et Schiller, 2003). Une majorité de cette littérature s'est focalisée le problème d'asymétrie d'information entre l'assureur et l'assuré qui peut être traité à l'aide du principe de révélation (voir Townsend, 1979 ; Mookherjee et Png, 1989 et Bond et Crocker, 1997). Ainsi, lorsque l'information concernant les dommages est détenue par les seuls assurés, les contrats d'assurance doivent souvent impliquer des procédures d'expertise permettant aux assureurs de vérifier l'ampleur et la survenance des sinistres. Selon Fagart et Picard (1999), ces contrats assurent l'arbitrage entre deux objectifs conflictuels : le partage de risque entre l'assuré et l'assureur d'un coté et la minimisation du coût de vérification espéré d'un autre coté. Il en résulte ainsi, la formation d'un contrat qui associe une couverture d'assurance à la procédure de contrôle. Ce contrat est appelé : police d'audit.

L'analyse économique de l'audit a été développée à travers les deux dernières décennies, principalement dans un contexte financier en étudiant la relation emprunteur-prêteur avec asymétrie d'information, (voir Townsend 1979, Diamond 1984, Gale et Hellwig 1985, et Williamson 1986, 1987) et dans un contexte d'évasion fiscale, notamment dans les travaux de Reinganum et Wilde (1985), de Border et Sobel (1987) et Mookherjee et Png (1989). Plus récemment, l'étude de l'audit a été appliquée à l'assurance, et en particulier au phénomène de fraude à l'assurance.

La procédure d'audit revêt une multitude de formes. Nous distinguons généralement l'audit déterministe et l'audit aléatoire.

L'audit déterministe spécifie si une vérification du sinistre aura lieu ou pas, selon l'ampleur des dommages (Townsend, 1979). La couverture d'assurance optimale, en cas d'audit déterministe doit être caractérisée en tenant compte de certaines hypothèses[4]. Notamment, l'hypothèse sur ce qui est observé par l'assureur et celle sur la capacité de l'assuré à manipuler le niveau de perte (voir Bond et Crocker, 1997 ; Gollier,1987 ; Huberman, Mayers et Smith,1983 ; Picard,1999). En particulier, le niveau de couverture optimal implique la non vérification des petits sinistres et l'application d'une franchise lorsque les sinistres excèdent un certain niveau.

[4] Des hypothèses alternatives ont été considérées par la littérature traitant le contexte financier : aversion au risque par Winton (1995), audit stochastique par Krasa et Villamil (1994) et Boyd et Smith (1994), hétérogénéité et information privée concernant le type de l'emprunteur par Boyd et Smith (1993) et contrats multi-périodiques par Chang (1990).

L'audit aléatoire, quant à lui, désigne la vérification non systématique des sinistres, c'est-à-dire l'assureur contrôle les dommages avec une probabilité qui dépend de l'ampleur de la perte déclarée. Comme le montre initialement Townsend (1979), l'audit aléatoire peut dominer l'audit déterministe au sens de Pareto. Mookherjee et Png (1989), montrent que lorsque la procédure d'audit est aléatoire, le contrat optimal existe si l'assuré manifeste un degré minimal d'aversion au risque. Ces deux auteurs montrent que la police d'audit optimale correspond à l'audit aléatoire (quelle que soit la taille du sinistre), si à l'équilibre, et pour tous les états de nature, l'assuré peut être sanctionné en cas de fausse déclaration. Ils proposent aussi, de récompenser l'assuré honnête en cas d'audit, en lui remboursant une indemnité plus élevée que celle versée en cas de non vérification du sinistre.

La plupart des études effectuées sur la fraude à l'assurance et l'audit, utilisent le paradigme connu sous la dénomination « Etat de Vérification Coûteuse », pour analyser l'impact des sinistres frauduleux sur les polices d'assurance ainsi que sur le fonctionnement des marchés d'assurance. Ce paradigme constitue une classe particulière des modèles économiques avec asymétrie d'information (risque moral ex post), où la manipulation de l'information est possible pour la partie informée (comportement opportuniste). Cette information ne peut être obtenue par la partie non informée qu'à un certain coût (généralement fixe). Pour plus de détails voir, Coestier et Fombaron (2003) et Boyer (2003). D'autres travaux théoriques utilisent un deuxième paradigme appelé « Etat de Falsification Coûteuse ». Ce paradigme est tel que, l'exagération des montants de sinistres rend l'occurrence et la magnitude du dommage, très coûteuses à vérifier (les coûts de contrôle sont prohibitifs). Pour plus de détails sur les modèles avec état de falsification coûteuse, voir Picard (2000). Crocker et Morgan (1998), présentent un modèle dans lequel les assurés sont capables de dépenser des ressources leur permettant de falsifier les dommages et rendre leur vérification impossible. La stratégie d'audit optimale, implique la sur-assurance des petits montants de sinistres et l'assurance partielle des grands dommages. Néanmoins, les auteurs montrent qu'à l'équilibre, il existe toujours un certain degré de fraude. Certains travaux empiriques ont testé cette prédiction théorique, tels que Dionne et Gagné (1997, 2001[5]) et Crocker et Tennyson (1998, 2002).

En outre, il existe une hypothèse importante à laquelle toute modélisation doit s'intéresser. Il s'agit de l'hypothèse d'**engagement**. Boyer et Schiller (2003) supposent que la compagnie

[5] Dionne et Gagné (2001) montrent que le contrat de franchise peut avoir un effet sur le niveau de falsification à l'équilibre. Ils confirment que ce type de contrat est observé sur plusieurs marchés. En effet, une franchise élevée peut inciter à la fraude, particulièrement lorsque l'assuré anticipe que le sinistre aura une très petite probabilité pour être vérifié. Nous donnons plus de détails sur ce papier dans le paragraphe traitant le cas de falsification et d'imperfection d'audit.

d'assurance est incapable de s'engager dans une procédure d'audit lorsque le sinistre est déjà déclaré. Cependant, à l'équilibre, la fraude existe. Par conséquent, le problème pricipal-agent est non résolu, comme le prouve Khalil (1997). Boyer (2003) et Crocker et Tennyson (1999) montrent que lorsque l'assureur est incapable de s'engager dans une stratégie d'audit, le contrat optimal utilisant l'approche d'état de falsification coûteuse, est similaire au contrat optimal utilisant l'approche d'état de vérification coûteuse (voir Lacker et Weinberg, 1989 et Crocker et Morgan, 1998).

En résumé, l'objectif de ce chapitre est de présenter les différents courants théoriques qui ont traité le problème de fraude et d'audit. Notre démarche porte ainsi, sur les trois parties suivantes : La première partie concerne la présentation des différentes hypothèses posées pour formuler le problème de fraude dans un contexte d'audit. Notamment, il s'agit de présenter l'hypothèse d'asymétrie d'information et celle d'engagement. La deuxième partie est dédiée à la présentation des travaux s'intéressant à l'audit déterministe et à la manipulation des coûts de contrôle par l'assuré. Dans cette partie, nous recourons à un modèle simple inspiré de la littérature. Enfin, dans la troisième partie, nous mettons l'accent sur l'audit aléatoire. En effet, nous présentons une formulation théorique de la fraude en cas d'audit aléatoire, dont les résultats sont similaires à ceux de la littérature sur le sujet.

Ce chapitre va nous servir de base pour notre partie théorique consacrée à la modélisation économique du phénomène de fraude à l'assurance selon les deux versions d'audit (parfait et imparfait).

Section 1 : Discussion des hypothèses de base

1.1. L'hypothèse d'asymétrie d'Information : Risque Moral et Sélection Adverse

« La littérature sur les marchés en information imparfaite, dont l'assurance fournit un champ privilégié d'application, distingue habituellement deux catégories de phénomènes :

- ceux qui sont liés à l'inobservabilité d'une *caractéristique inaltérable* du bien ou service échangé, que l'on qualifie de phénomène d'*antisélection*.

- Ceux qui proviennent de l'inobservabilité d'une action entreprise par l'un des deux partenaires de l'échange, que l'on classe sous la rubrique de phénomènes de « moral hazard » ce qu'on traduit parfois par *risque moral.* »[6]

Les allocations Pareto-optimales associées aux marchés concurrentiels peuvent ne pas exister à cause de deux problèmes majeurs : le risque moral et la sélection adverse. Ces deux phénomènes sont liés à l'inobservabilité d'une caractéristique inaltérable du bien échangé ou de l'individu. Les marchés d'assurance représentent un contexte privilégié pour l'étude de tels phénomènes. En cas de fraude, il s'agit d'une part de l'inobservabilité de l'ampleur et de la survenance effective du dommage, et d'autre part, de l'inobservabilité de la nature de l'assuré « honnête ou opportuniste ». En effet, d'après Ligon et Thistle (1996a), l'offre monopolistique d'assurance parvient dans les marchés où les problèmes de risque moral et de sélection adverse sont présents simultanément. Ainsi, et à cause de la complexité analytique, les deux phénomènes ont été rarement considérés ensembles dans les modèles économiques traitant les marchés d'assurance. Toutefois, le problème de risque moral implique la non convexité des courbes d'indifférences des consommateurs (voir Arnott et Stiglitz, 1988). Par conséquent, lorsqu'il s'agit de traiter les questions concernant l'équilibre en présence d'un problème de sélection adverse dans les marchés d'assurance concurrentiels (Rotschild et Stiglitz, 1976 ; Wilson, 1977 ; Miyazaki, 1977 ; et Spence, 1978), l'analyse devient plus difficile (voir Arnott, 1991).

Plus récemment, la littérature a étudié les marchés où les problèmes de risque moral et de sélection adverse sont simultanément présents. Par exemple, Laffont et Tirole (1986) et Picard (1987) ont essayé de caractériser les programmes d'optimisation incitatifs, lorsqu'il existe à la fois un problème de risque moral et un problème de sélection adverse, mais ils n'ont traité que le cas d'agents neutres au risque. Baron et Besanko (1987) ont procédé à une extension de cette approche et ce, en traitant le cas où les agents sont averses au risque. La simultanéité de la présence de la sélection adverse et du risque moral a été aussi considérée par Dionne et Lassere (1988), Hoy (1989), Bond et Crocker (1991), et Stewart (1994).

Dionne et Lasserre (1988) étudient le cas d'un assureur monopole et lorsque les contrats s'établissent sur plusieurs périodes. Ils prouvent que le contrôle des déviations des pertes par rapport à la moyenne permet de contrôler les déviations des efforts par rapport au niveau efficient. De plus, ils montrent que l'autosélection[7] peut aider à résoudre le problème de

[6] Cité dans : Microéconomie de l'assurance, Dominique Henriet et Jean Charles Rochet, ed. Economica (1991)

[7] L'autosélection se réfère à l'ensemble des choix que font des individus avec différentes caractéristiques lorsqu'ils font face à plusieurs contrats.

risque moral, aussi bien que le problème de sélection adverse. Hoy (1989) s'est focalisé sur la valeur de l'information en présence de sélection adverse et de risque moral. Bond et Crocker (1991) considèrent le cas où l'information cachée concerne les biens dont la consommation est corrélée avec la probabilité de perte. Stewart (1994) caractérise l'équilibre des marchés d'assurance compétitifs, en présence de risque moral et de sélection adverse et se focalise sur les effets de richesse, lorsque les deux problèmes sont présents simultanément sur le marché. Ligon et Thistle (1996a) ont essayé de résoudre les problèmes informationnels de sélection adverse et de risque moral à travers l'étude du cas d'un assureur monopole sur une seule période. Leur modèle représente une généralisation du modèle de sélection adverse de Stiglitz (1977). Les auteurs montrent que les distorsions dues au risque moral sont suffisamment modérées, et par conséquent la courbe d'iso-profit de l'assureur est concave et la courbe d'indifférence du consommateur est convexe. Ensuite, ils étudient le fait que le problème de sélection adverse peut intervenir d'une façon endogène, en déterminant la valeur de l'information compte tenu du type du consommateur. L'information peut être acquise avant ou après la négociation du contrat. Cependant, selon Ligon et Thistle (1996a), l'information postérieure au contrat a de la valeur puisqu'elle permet d'avoir un niveau d'effort choisi de façon optimale. Ces résultats représentent l'extension de certains travaux, tels que Crocker et Snow (1992), Doherty et Thistle (1996) et Ligon et Thistle (1996b) traitant la valeur de l'information en cas de sélection adverse, et Boyer, Dionne et Khilstrom (1989) et Hoy (1989) étudiant la valeur de la disponibilité de l'information en cas de risque moral.

Comme nous l'avons déjà mentionné au début de cette section, les problèmes de sélection adverse et de risque moral ont largement été étudiés par la littérature travaillant sur les marchés d'assurance. L'hypothèse majeure sur laquelle est fondée toute modélisation du phénomène de fraude à l'assurance avec audit, est notamment la détention de l'information privée en ce qui concerne la réalisation effective et l'ampleur du dommage par l'assuré. Ceci amène par conséquent à l'apparition d'un problème de risque moral entre l'assureur et l'assuré, et au problème de sélection adverse. Sans engagement dans une procédure d'audit crédible, l'assureur ne peut jamais obtenir cette information, comme il ne peut jamais découvrir le type de l'assuré avec qui il contracte : est-il du type honnête ou opportuniste ? (voir Picard, 1996b). Bond et Crocker (1997) ont caractérisé les contrats d'assurance optimaux dans un contexte de fraude et en supposant que les coûts de contrôle sont endogènes. Les auteurs se sont fondés sur l'approche de Townsend (1979). Ils ont considéré que les assurés possèdent de l'information privée sur leurs pertes actuelles et qu'ils ont la possibilité de s'engager dans des manœuvres évasives. Les auteurs ont montré comment les

problèmes de risque moral et d'asymétrie d'information peuvent affecter l'efficience du contrat d'assurance.

Innes (1990) et Dionne et Viala (1992) ont étudié un modèle traitant les problèmes de risque moral dans un contexte d'audit coûteux. Leur objectif est d'analyser les comportements des agents et l'effet de leurs stratégies sur la distribution de probabilité des états de richesse.

Enfin, notons que dans la plupart des modèles principal–agent avec asymétrie d'information, l'audit permet au principal d'obtenir de façon parfaite l'information privée détenue par l'agent. En matière de fraude à l'assurance, l'audit parfait signifie la détection systématique de la fraude par l'assureur. En revanche, certains travaux théoriques montrent qu'il s'avère parfois difficile pour l'assureur de détecter et/ou de prouver la fraude même s'ils disposent de moyens de contrôle de plus en plus efficaces. En effet, Dionne et St.Michel (1991) et Dionne et al (1992) ont effectué des études économétriques portant sur l'assurance du travail. Ils montrent que le type de fraude qui consiste à exagérer la gravité de la maladie ou tout simplement à la simuler, est particulièrement fréquent pour les maladies difficiles à diagnostiquer (difficulté d'avoir l'information sur les patients).

En résumé, la première hypothèse à développer pour modéliser le problème de fraude à l'assurance consiste à définir la nature des relations entre les individus (les assurés et les assureurs). Notamment, il s'agit de préciser si les deux contractants sont asymétriquement informés quant à l'état de sinistralité (survenance et ampleur du dommage) et de définir les différentes actions prises par les deux parties – plus particulièrement l'engagement de l'assureur dans une procédure d'audit – . Ceci permet de caractériser le contrat d'assurance optimal.

1.2. L'hypothèse d'engagement dans une stratégie d'audit :

L'hypothèse d'engagement signifie que l'assureur peut s'engager dès la signature du contrat dans une stratégie d'audit. En effet, l'assureur annonce dès le début qu'il va vérifier la déclaration de sinistre de l'assuré avec une probabilité d'audit prédéfinie. Compte tenu de ce contrat proposé et de la probabilité d'audit, l'assuré choisit de révéler ou pas son information privée. En outre l'hypothèse de non engagement signifie que l'assureur n'est pas capable d'annoncer sa stratégie d'audit dés le départ. Sa décision d'audit n'est prise qu'une fois que la déclaration de dommage est effectuée.

Sous le paradigme « d'état de vérification coûteuse », l'assureur s'engage dès le départ dans une stratégie d'audit et il n'aura aucune incitation à mener un audit ex post. Par conséquent, le contrat optimal induit l'assuré à ne pas faire de déclarations frauduleuses, et l'assureur préfère par conséquent ne pas mener un audit ex post et économiser les coûts de vérification. En revanche, sous l'hypothèse de non-engagement, le contrat optimal prend la forme suivante : l'assuré est incité à ne pas déclarer un sinistre frauduleux et l'assureur est motivé à mener un audit. Sans engagement, la stratégie d'audit représente la meilleure réponse aux stratégies de fraude des opportunistes[8].

Au-delà de l'audit en assurance, Beaudry et Poitevin (1995) présentent une étude sur l'audit financier, décrivant la relation entre un emprunteur et un prêteur. Pour expliquer le problème de non engagement, Khalil (1997) s'intéresse à une approche concernant le régulateur monopoliste.

Pour Picard (1996b), l'engagement produit un avantage de Stackelberg[9] à l'assureur, comme dans la littérature portant sur les impôts sur les revenus, où l'administration fiscale joue comme un « Stackelberg Leader », lorsqu'il s'agit de choisir sa stratégie d'audit fiscal (voir Reinganum et Wilde [1985[10], 1986[11]] ; Border et Sobel[12], 1987 et Mookherjee et png, 1989). En revanche, être incapable à s'engager supprime tous les avantages d'être un leader.

---

[8] Greenberg (1984), Reinganum et Wilde (1985), Graetz et al. (1989), Erard et Feinstein (1994) se sont focalisés sur le jeu d'audit coûteux. Khalil (1997) et Choe (1998) considère de plus le problème de caractérisation du contrat. Le résultat le plus important est que l'audit est effectué avec une probabilité positive (équilibre en stratégies mixtes dans le jeu d'audit-fraude).

[9] En cas d'engagement dans une stratégie d'audit, la compagnie d'assurance a un avantage de Stackelberg dans le jeu d'audit : la probabilité de vérification est choisie de façon à minimiser le coût espéré étant donnée la fonction de réaction des assurés opportunistes.
En revanche, sous l'hypothèse de non engagement, le résultat du jeu d'audit est associé à un équilibre Bayesien parfait où : premièrement, la stratégie des opportunistes est optimale étant donnée la police d'audit, deuxièmement, l'audit est optimal étant donnée les croyances des assureurs sur la probabilité de fraude ; et enfin les croyances des assureurs dépendent des probabilités de perte et des stratégies des opportunistes utilisant la règle de Bayes.

[10] Reinganum et Wilde (1985) présentent un modèle où l'administration fiscale (collecteur d'impôt) maximise son revenu net et utilise un programme de somme forfaitaire d'impôt. Les auteurs montrent que le programme optimal est déterministe.

[11] Reinganum et Wilde (1986) montrent que le seul équilibre possible représente un équilibre en stratégies mixtes, tel que la probabilité d'audit est aléatoire et la fraude ne peut pas être totalement éliminée.

[12] Border et Sobel (1987) s'intéressent à l'étude de la relation principal agent dans un contexte d'impôt avec asymétrie d'information sur le revenu de l'agent. Ils supposent que le principal – informé uniquement sur la distribution de probabilité de la richesse de la population – dispose de moyens coûteux pour parvenir à découvrir la richesse réelle des contribuables. Les auteurs tiennent compte des programmes de révélation directe, c'est-à-dire les programmes où l'agent déclare sa vraie richesse et contribue aux paiements nécessaires à son principal dont le montant de ces transferts est calculé sur la base de la déclaration de revenu. Le principal est supposé s'engager dans une procédure de contrôle stochastique. Il choisit ainsi la probabilité d'audit avec laquelle il contrôlera la déclaration de revenu du contribuable. Leur modèle montre qu'un programme efficient est

En absence d'engagement, la stratégie d'audit doit représenter la meilleure réponse face à la stratégie de fraude (Graetz et al., 1986 et Melumad et Mookherjee, 1989). De même dans les papiers de Sanchez et Sobel (1993) et Graetz, Reinganum et Wilde (1986), les auteurs montrent qu'en cas de non engagement dans une procédure d'audit fiscal, il existe des agents qui réussissent à frauder et payer des impôts moins élevés que ce qu'ils doivent réellement payer au trésor public.

Wilson (1977) et Picard (1996b), considèrent que les polices d'assurance sont échangées sur un marché concurrentiel à libre entrée, que les échanges sont affectés par des problèmes de sélection adverse, et que les compagnies d'assurances ne peuvent pas faire la distinction entre les assurés honnêtes et les assurés opportunistes. Selon Rothschild et Stiglitz (1976) et Wilson (1977), la nature de l'équilibre qui peut émerger dans un marché compétitif avec problème d'autosélection, dépend de la façon avec laquelle les firmes anticipent les réactions des concurrents. La définition de l'équilibre avancée par Picard (1996b) suit celle de Wilson (1977) : il est supposé que les firmes anticipent que les polices qui deviennent non profitables seront retirées du marché[13]. L'équilibre est ainsi caractérisé par un contrat de pooling qui maximise l'utilité espérée des assurés honnêtes, sous la contrainte que ces assurés quittent le marché lorsqu'ils sont affectés par les opportunistes. En d'autres termes, les compagnies d'assurance doivent attirer la clientèle honnête sous la contrainte additionnelle que les opportunistes ne peuvent jamais intervenir.

La solution à laquelle aboutit Picard (1996b) est qu'il existe deux stratégies optimales pour la compagnie d'assurance : ou bien empêcher les sinistres frauduleux par l'audit avec une probabilité égale au seuil d'indifférence[14], ou au contraire s'abstenir totalement d'une stratégie d'audit. En contrepartie, dire la vérité représente une stratégie optimale pour les opportunistes (lorsque la probabilité d'audit est égale au seuil d'indifférence). En particulier, dissuader la fraude par audit aléatoire est optimal si le coût est suffisamment faible et la proportion des opportunistes est suffisamment grande. En revanche, dire la vérité (non fraude) ne peut pas être une stratégie d'équilibre dans le cas de non engagement. Par conséquent, une

caractérisé par la croissance monotone de l'impôt (transfert de l'agent au principal) et la décroissance de la probabilité d'audit en fonction de la richesse déclarée par l'agent.

[13] L'équilibre défini dans le papier de Picard (1994), et dans le papier de Wilson (1977) contredit celui défini par Rothschild et Stigliz (1976), et dans lequel les firmes possèdent des espérances statiques et respectent les offres de leurs concurrents. Picard montre aussi que l'équilibre de R-S est bien l'équilibre de Wilson et que l'équilibre de R-S peut ne pas exister lorsque les coûts d'audit sont très élevés.

[14] Probabilité d'audit seuil : représente le seuil pour lequel l'assuré est juste indifférent entre la fraude et dire la vérité. Cette probabilité est calculée de façon à égaliser l'utilité espérée de l'assuré en cas de fraude et celle en cas d'honnêteté.

expertise qui empêche totalement la fraude est non crédible. En d'autres termes, à l'équilibre d'un jeu d'audit en cas de non engagement, il y aura nécessairement quelques degrés de fraude pour que l'audit soit crédible, et ces sinistres frauduleux font accroître le coût d'assurance et pénalisent les assurés honnêtes. Sur ce sujet, Boyer (1999) a formulé un modèle où il considère que l'assureur ne peut pas s'engager dans une stratégie d'audit. Il montre que l'incapacité d'engagement de l'assureur amène au fait que le problème principal agent ne peut être résolu. Cela veut dire que la stratégie optimale de l'assuré est de ne pas dire la vérité. Il est ainsi optimal pour l'assuré de déclarer un faux sinistre afin de bénéficier d'une indemnité plus généreuse (voir aussi Sanchez et Sobel, 1993 ; Graetz, Reiganum et Wilde, 1986 et Boyer, 1998). Dans le modèle de Boyer (1999) l'incitation de l'assuré à faire une déclaration fausse existe. Ce modèle est établi de façon à introduire l'idée que l'assuré et l'assureur agissent dans un jeu avec asymétrie d'information auquel est associé un seul équilibre de Nash en stratégie mixte. Les résultats de Boyer sont les suivants : i) Le fraudeur préfère garantir plus que l'assurance complète (il choisie un niveau de couverture qui lui rembourse plus que le montant de sa perte réelle) ; ii) Le contrat de pooling est tel que le fraudeur finit par avoir le même contrat que dans une économie où il n'existe pas de gens honnêtes ; iii) S'il existe suffisamment de gens fraudeurs dans l'économie, alors la probabilité de déclarer de faux sinistres est indépendante de la proportion exacte de chaque type d'agents dans l'économie. Cette probabilité est égale à la probabilité de déclarer un sinistre frauduleux dans une économie où il n'existe pas de gens honnêtes.

Plus récemment, Boyer (2001), propose une caractérisation du contrat d'assurance sous le paradigme d'état de vérification coûteuse. Il suppose que l'assureur, ne peut pas s'engager dans une stratégie d'audit. Il considère sur un marché compétitif, qu'un assuré averse au risque et prudent, contracte avec un assureur neutre au risque. Il suppose que l'occurrence de la perte est connaissance commune et que la distribution des pertes est discrète. Le coût d'audit parfait et la pénalité appliquée au fraudeur étant fixes. Boyer, caractérise le seul équilibre possible du jeu d'audit, sous plusieurs hypothèses : i) la région de non audit correspond à l'extrémité la plus basse de la distribution de pertes, ii) une indemnité fixe doit être payée aux sinistres non vérifiés, iii) l'indemnité d'assurance ne doit pas décroître lorsque les déclarations de dommages augmentent. Pour l'assuré, la stratégie optimale est de déclarer la plus grande perte non contrôlée dans la région de non audit et de déclarer la vérité dans la région d'audit. Le contrat d'assurance optimal est tel que, les plus grandes pertes sont surcompensées et les plus petites pertes sont en moyenne, sous-compensées. Par conséquent, avec un taux de chargement assez élevé, aucune surcompensation ne peut avoir lieu et le

contrat d'assurance optimal se base sur certains instruments : le contrat optimal est caractérisé par une franchise pour la région de non audit, et par un plafond de remboursement et une provision de coassurance (la compensation, plus petite que le dommage, croît mais moins vite que la perte) pour les grandes pertes. Ce résultat contredit l'idée selon laquelle la franchise et la coassurance ne représentent pas la manière optimale de contrôler la fraude à l'assurance (voir Dionne et Gagné, 1997).

En comparant les résultats obtenus dans les deux cas d'audit (avec et sans engagement), Picard (1996b) en tire plusieurs propriétés communes :

- Une grande proportion d'assurés opportunistes ne fait pas décroître le coût d'assurance.
- A l'équilibre, une grande proportion d'assurés fraudeurs pousse la compagnie à mener plus fréquemment un audit.
- A l'équilibre lorsque l'utilité espérée est plus grande pour les opportunistes que pour les assurés honnêtes, les opportunistes fraudent systématiquement.
- L'utilité espérée des opportunistes ne peut être plus grande qu'en cas de couverture positive.

1.3. Quelle solution au problème de non engagement ?

Picard (1996b) caractérise l'équilibre d'un marché concurrentiel à libre entré, dans un contexte de fraude et en présence d'un problème de sélection adverse, à l'aide d'un contrat unique qui maximise l'utilité espérée des assurés honnêtes sous la contrainte que les opportunistes ne peuvent pas être exclus. Il montre que l'utilité espérée des assurés honnêtes en cas d'engagement sur la stratégie d'audit est plus importante qu'en cas de non engagement. Pour approfondir son analyse, Picard montre que la fraude à l'assurance entraîne quelques degrés d'inefficience[15] du marché, même si les compagnies agissent comme des leaders de Stackelberg dans un jeu d'audit. L'ampleur de cette inefficience est plus importante lorsque la pénalité payée par les opportunistes est faible. Picard met l'accent sur le coût social spécifique dû à l'incapacité de s'engager dans une stratégie d'audit. Comme solution concevable au

[15] Picard (1996a, 2000) développe un modèle d'équilibre sur un marché d'assurance avec fraude et audit, proche de celui étudié par Graetz, Reinganum et Wilde (1986) portant sur l'évasion fiscale. Dans son modèle, l'équilibre obtenu dépend de la capacité de l'assureur à s'engager ou non dans une stratégie d'audit crédible. Il montre comment, parce que la fraude ne peut être totalement éliminée, l'absence d'engagement contribue à pénaliser les assurés honnêtes et à remettre en cause l'assurance elle-même. Dans leurs travaux traitant des problèmes d'engagement, Khalil et Parigi (1994) montrent qu'il y a une perte d'efficacité liée à l'incapacité pour l'assureur de s'engager dans une procédure d'audit crédible. En effet, le contrat optimal avec engagement n'est déjà qu'un contrat de second rang. Lorsque l'engagement n'est pas possible, il subsiste un taux de fraude dont le coût est répercuté sur l'assuré, entraînant ainsi une perte de bien être.

problème d'engagement l'auteur propose de déléguer l'audit à un agent indépendant[16] qui se charge des investigations[17]. Cet agent peut être un organisme commun à toutes les compagnies d'assurance et aura comme fonction la prise en charge de la totalité ou d'une partie des coûts de contrôle. Il y aura en fait, un partage de coût et non pas une délégation de prise de décision. Cet organisme est financé par des droits de participations de l'ensemble des compagnies d'assurance qui bénéficieront d'une certaine subvention d'audit. Au delà de la fraude à l'assurance, on rejoint ici les travaux sur la fraude fiscale. Faure-Grimaud et al. (1999) et celui de Melumad et Mookherjee (1989), s'intéressent à la délégation du pouvoir d'investigation, comme étant un mécanisme d'engagement dans le domaine de l'audit fiscal (impôts sur les revenus). La délégation ne représente un mécanisme d'engagement, que lorsque les contrats incitatifs des investigateurs ne peuvent pas être renégociés d'une façon discrète. Cette renégociation peut être anticipée par les opportunistes et par conséquent le pré-engagement n'aura aucun effet. Cet argument suppose que les contrats incitatifs sont établis en information parfaite concernant le type de l'investigateur. C'est ainsi que, Dewatripont (1988) et Caillaud et al. (1993) montrent que lorsque l'investigateur détient l'information privée, les effets du pré-engagement peuvent avoir lieu.

Désormais, Picard (1996b) mentionne que l'action collective peut aider à faciliter la lutte efficiente contre la fraude à l'assurance, par la décroissance du coût marginal de vérification de sinistres. En particulier, les organismes communs sont utiles parce qu'ils fournissent l'information aux assureurs et aux intermédiaires, concernant la meilleure façon permettant d'identifier les sinistres soupçonnés et de détecter de façon crédible les manœuvres frauduleuses.

Sur le même sujet, Boyer (2000), analyse l'impact d'une agence d'investigation commune à toutes les sociétés d'assurance, nommée « Insurance Fraud Bureau (IFB) »[18]. D'après l'auteur l'étude du rôle de l'IFB est nécéssaire pour trois raisons. Premièrement, ce bureau a été récemment créé à cause du développement rapide de la fraude dans les dix dernières années,

[16] Pour l'analyse économique de la délégation de l'activité d'audit à un agent externe, voir Melumad et Mookherjee (1989) et Faure-Grimaud et al. (1999).

[17] L'honoraire de l'investigateur peut être une fonction croissante du nombre de sinistres vérifiés. Cependant les conséquences du pré-engagement doivent être obtenus en annonçant publiquement qu'un contrat incitatif a été signé avec l'investigateur. Pour ce qui est de la délégation du pouvoir d'investigation, comme étant un mécanisme d'engagement dans le domaine d'audit des impôts sur les revenus, on peut citer les travaux de Melumad et Mookherjee (1989).

[18] Boyer (2000) utilise le terme « Insurance Fraud Bureau » comme étant une expression générique pour faire référence à une agence chargée de l'investigation et la lutte contre la fraude à l'assurance. Il dit que ce n'était pas son intention d'utiliser ce terme pour référer directement à une agence particulière comme le « Insurance Fraud Bureau of Massachusetts ».

qui est devenue, entre autre, un secteur d'activité (voir Dornstein, 1996). La deuxième raison est qu'une grande partie de la littérature a (au moins implicitement) négligé le rôle de ce bureau. Enfin, il est typiquement présumé que ce bureau existe pour freiner la fraude en économie. En effet, sa présence est toujours bénéfique.

Boyer a utilisé la même approche que Townsend (1979), avec la seule différence que le principal n'est pas autorisé à s'engager ex ante dans une stratégie d'audit. Il suppose de plus qu'il existe deux types d'assureurs dans l'économie : ceux avec des coûts d'audit élevés et ceux avec des coûts d'audit faibles. Boyer utilise une approche de la théorie des jeux, où il considère que l'assuré détient l'information privée quant à la réalisation du dommage. L'équilibre du jeu est en stratégies mixtes, bayesien parfait. L'agent qui subit un dommage choisit entre déclarer ou pas le sinistre, tandis que le principal qui reçoit une déclaration choisit entre contrôler ou pas ce dommage. Le résultat le plus intéressant de ce papier, est de supposer l'existence d'un bureau de fraude à l'assurance qui se charge des investigations. L'auteur montre que ce bureau implique un coût d'audit égal au coût moyen de l'industrie, et que l'utilité espérée des assurés doit être croissante. Contrairement à Townsend (1979), dans le modèle de Boyer, la fraude existe à l'équilibre à cause de l'impossibilité de résoudre le problème principal-agent. D'une part, parce qu'il peut ne pas être possible pour la compagnie d'assurance de pénaliser d'une façon considérable le fraudeur : la sanction est toujours fixée par la législation et elle est jugée typiquement petite[19]. D'autre part, le principe de révélation ne peut pas être utilisé, du fait que l'assureur ne peut pas s'engager dans une stratégie d'audit crédible.

Ce qu'il faut mentionner à ce stade, est que cette partie externe engagée pour effectuer les investigations, doit prendre en charges d'autres fonctions. Par exemple, elle doit participer à financer l'activité d'audit sans pour autant qu'elle soit elle-même chargée de la prise de la décision d'audit. En effet, d'après Picard (1996b), le rôle de l'agence commune financée par les cotisations des compagnies d'assurance est de subventionner les coûts d'audit. Il montre que ce mécanisme allège le problème d'engagement et évite l'inefficience du marché, puisqu'il n'y a pas d'asymétrie d'information entre l'agence et l'ensemble des assureurs en ce qui concerne les coûts d'audit. Certains travaux montrent encore plus que cette subvention des

[19] Dans la littérature étudiant les impôts sur les revenus, ce problème n'est pas rencontré. Le gouvernement peut fixer une pénalité pour résoudre le problème principal-agent et ceci en baissant l'utilité du fraudeur. Cette approche implique que la pénalité tend vers l'infini plus vite que la probabilité d'audit tend vers zéro. Pour plus de détails voir Becker (1968) et Ehrlich (1972). Ainsi, lorsqu'on fait appel à la cour, alors c'est au juge de fixer cette pénalité. En effet, les membres de jury ne considèrent pas la fraude comme un véritable crime, comme tout autre crime. Cummins et Tennyson (1996) présentent les résultats d'une étude où la fraude est considéré comme un acte acceptable. Weisberg et Derrig (1991) trouvent que uniquement 2,6% des sinistres frauduleux impliquent suffisamment de preuves pour être jugés par la loi.

coûts d'audit peut conduire à des degrés d'efficience du marché plus élevés. En effet, Boccard et Legros (2002) prouvent que l'agence de centralisation de l'audit, créée de façon coopérative par les compagnies d'assurance, représente une source de richesse lorsque le marché d'assurance implique un degré intermédiaire de concurrence.

Une autre fonction indispensable qui doit être accomplie par cette agence commune en tant que partie externe, consiste à transmettre l'information concernant les sinistres. Schiller (2002), analyse l'impact des systèmes de détection de la fraude offerts par une tierce partie externe, sur l'activité d'audit ainsi que sur le contrat d'assurance à l'équilibre. Le type de fraude considéré est la déclaration de faux sinistre. Le système de détection de la fraude, fournit une information indirecte sur l'état de nature qui représente une information statistique exogène sur la fraude, que l'assuré est incapable d'influencer et qui aide l'assureur à formuler ses soupçons de fraude. Egalement, Schiller montre qu'à l'équilibre, le contrat d'assurance implique une surcompensation (indemnité plus grande que le dommage). L'indemnité est plus grande lorsque la probabilité de fraude est plus petite.

Dionne, Giuliano et Picard (2003) définissent la stratégie d'investigation optimale de l'assureur dans un contexte similaire à celui représenté par Schiller (2002). Le type de fraude considéré correspond à la déclaration d'une perte inexistante en réalité. L'assureur perçoit un signal (déclaration de sinistre) qui ne peut être contrôlé par le fraudeur. La stratégie d'investigation de l'assureur consiste en une prise de décision (probabilité) concernant la transmission des sinistres suspects à une unité d'investigation spécialisée (qu'ils notent SIU[20]), chargée d'effectuer les expertises nécessaires. Ils appellent cette règle d'audit « la stratégie d'indicateurs de fraude ». En effet, la décision des assureurs est basée sur un seuil de suspection à partir duquel tous les sinistres sont transmis à la SIU. L'objectif des auteurs est d'établir un lien entre les résultats théoriques et la réalité. Ils utilisent la méthode du « scoring »[21] comme procédure d'implantation d'une stratégie d'audit optimale. Théoriquement, ils montrent que la classification des indicateurs de fraude correspond à un ordre croissant de la probabilité de fraude et cette forme d'audit représente une stratégie optimale même lorsque les budgets d'investigations sont contraints. Ainsi, la politique d'audit optimale doit contenir un élément incitatif qui pousse les individus à ne pas frauder.

[20] SIU : Special Investigation Unit

[21] La méthode de « scoring » représente une approche alternative à l'audit qui diffère de la méthodologie standard d'audit déterministe et d'audit aléatoire. Cette méthode contribue à travers l'identification des déclarations soupçonnées à ce qu'elles soient auditées en priorité. Elle est maintenant utilisée par les banque pour le management des risques de crédit, par les corporations pour les décisions d'embauche, par les administrations fiscales pour les impôts et enfin par les assureurs pour détecter la fraude.

En contrepartie des avantages offerts par de tels organismes, Boyer et Schiller (2003) voient qu'il faut associer un certain coût à la création du bureau de coordination des sinistres suspects (CSIC). Ils ajoutent aussi, qu'il est indispensable de montrer que le gouvernement est capable de financer cette réglementation. Une première pensée consiste à ce que les compagnies d'assurance réalisent des profits espérés nuls et par conséquent les assurés supportent les coûts associés à la fraude. Comme le démontre Boyer (2001a), la meilleure façon de financer ces dépenses est de taxer les indemnités plutôt que les primes car les taxes ont un effet à la fois sur la décision de fraude de l'assuré et sur la décision d'audit de l'assureur. En effet, d'une part, la taxe sur l'indemnité fait baisser l'indemnité nette d'impôt que l'assuré perçoit en cas de survenance de sinistre et par conséquent, il gagne moins en déclarant un sinistre frauduleux, toute chose étant égale par ailleurs. D'autre part, la taxe sur l'indemnité fait accroître l'incitation des assureurs à mener un audit puisque les sinistres frauduleux deviennent plus coûteux pour eux.

Pour Boyer et Schiller (2003), il existe un autre avantage lié à la taxation de l'indemnité. Cette dernière implique un effet de redistribution puisque, c'est uniquement les assurés déclarants des sinistres qui financent ce système ainsi que les coûts d'audit dans cette économie. Par conséquent, il y aura proportionnellement plus de taxes à payer par les agents qui déclarent des sinistres frauduleux. Le CSIC qui est financé par les taxes sur les indemnités et qui a pour but de réduire le coût d'audit des assureurs, peut considérablement, réduire le montant de la fraude dans l'économie. Ce raisonnement est vrai lorsque le CSIC se charge de toutes les investigations ou même lorsqu'il fournit des éléments pouvant guider les compagnies à déterminer les sinistres qui doivent être audités.

Section 2 : L'audit déterministe

L'objectif de cette section est de présenter un modèle économique inspiré de la littérature qui traite le phénomène de fraude à l'assurance dans un contexte d'audit déterministe. A travers ce modèle, nous visons à étudier les comportements individuels des agents économiques. D'une part, il s'agit de soulever le problème de fraude et d'en retirer les problèmes implicites rencontrés par les assureurs, et d'autre part, il s'agit d'analyser les contrats d'assurances optimaux et d'étudier la crédibilité de la procédure d'audit déterministe. Nous commençons par la présentation des différentes approches théoriques dans un premier temps, ensuite le

cadre d'analyse du modèle, et enfin nous procédons à la définition et l'analyse du contrat d'assurance optimal.

2.1. Les différentes approches théoriques :

2.1.1. L'hypothèse d'asymétrie de l'information :

L'étude de l'impact de l'information privée sur le fonctionnement des marchés d'assurance a beaucoup intéressé les économistes. C'est Akerlof (1970) qui fut le premier à montrer comment les phénomènes d'antisélection (liés à des informations cachées à certains agents économiques) peuvent entraver le fonctionnement du marché. A travers son étude du « Market of Lemons », l'auteur considère que la présence d'asymétrie d'information sur un marché peut engendrer l'échec de ce dernier. Les marchés d'assurance représentent un contexte privilégié pour l'étude de tels phénomènes. Les modèles de Rothschild et Stiglitz (1976) et Wilson (1977) [22] fournissent la description la plus simple d'un marché soumis à des phénomènes d'antisélection. Ces travaux ont donné lieu à une littérature théorique abondante[23]. Plus récemment, les problèmes associés au phénomène de fraude à l'assurance ont orienté les économistes vers l'analyse d'une forme alternative de l'asymétrie d'information à savoir la détention par l'assuré de l'information privée concernant l'ampleur et la réalisation des sinistres. Les résultats de ces analyses ont été dichotomisés en deux

[22] Basées sur la présentation initiale du problème contenu dans l'étude de Akerlof (1970) du marché de « Lemons », les analyses concernant les situations où les assurés possèdent l'information asymétrique sur la probabilité de survenance des pertes assurables, se focalisent sur les problèmes de sélection adverse (Rothschild and Stiglitz [1976]) et les problèmes de risque moral (Shavell [1979]).

[23] Rotschild et Stiglitz (1976) et Wilson (1977) ont été les premiers à s'intéresser au problème d'asymétrie d'information dans le contexte d'assurance. Ces auteurs s'intéressent à un produit d'assurance non obligatoire offert à une population d'assurés potentiels homogène du point de vue des caractéristiques observables. La source des problèmes d'antisélection est l'hétérogénéité de cette population du point de vue du risque de sinistre : coexistence de « bons » risques et de « mauvais » risque, indispensables à priori. Comme l'a souligné Akerlof (1970), l'asymétrie d'information peut engendrer l'échec de tous les marchés, notamment les marchés d'assurance. Plusieurs solutions ont été proposées pour pallier cet échec. En particulier l'introduction des contrats de franchise dans le cadre des marchés d'assurance.
En effet, au lieu d'offrir un seul contrat d'assurance pour tous les individus, les assureurs peuvent offrir un menu de contrats d'assurance parmi lequel chaque individu pourra choisir une police d'assurance. L'apparition des contrats de franchise a pour conséquence l'existence de deux catégories d'équilibre à savoir : un équilibre de pooling où les individus de toutes les catégories achètent le même contrat ou encore un équilibre séparateur où chaque catégorie d'individus s'auto sélectionne et achète le contrat qui lui est destiné.

catégories, connues dans la littérature sous les dénominations respectives : « Le paradigme d'état de vérification coûteuse » et « le paradigme d'état de falsification coûteuse ».

Ainsi, lorsqu'il s'agit d'analyser le problème de fraude à l'assurance, les questions relatives à l'effet dissuasif des procédures d'audit et des sanctions sont centrales. La littérature sur le sujet est abondante. Nous commençons par citer les travaux de Townsend (1979) qui représentent la base théorique de tous les travaux de ses successeurs en ce qui concerne les coûts de vérification. Plus récemment, nous trouvons les études effectuées par Dionne et Viala (1992), Kaplow (1994) et Bond et Crocker (1997). Le contexte générique considéré par ces études est celui dans lequel, uniquement l'assuré connaît l'ampleur de la perte réelle et l'assureur ne peut avoir cette information qu'en supportant un coût de contrôle exogène. En effet, Townsend (1979) présente un modèle dans lequel les agents économiques sont asymétriquement informés sur l'état de nature actuel et où l'information ne peut être transmise qu'à un certain coût[24]. Sa caractérisation des contrats optimaux est considérée comme une extension des différentes littératures étudiant les polices d'assurance optimales. En effet, Arrow (1971, 1973) et Raviv (1975) ont montré que sous les contraintes de non-négativité du profit et en présence de chargement, le contrat d'assurance optimal peut être un contrat de franchise. En outre, dans un contexte de consommation, Spence et Zeckhauser (1971), Shavell (1977) et Harris et Raviv (1979), prouvent que l'output aléatoire de consommation de biens n'est pas exogène, mais dépend de l'action de l'agent. Pour ces auteurs, la forme du contrat optimal dépend de l'habilité du principal à vérifier l'état de nature, de l'action de l'agent et de l'output de consommation du bien. Shavell et Harris et Raviv, se sont focalisés sur le cas où cet output de consommation de bien est connu à la foi par l'agent et le principal (contrairement au modèle présenté par Townsend,1979), mais dans lequel, l'action de l'agent peut être observée ou non. Contrairement au papier de Townsend, dans lequel le contrôle est parfait[25], Shavell et Harris et Raviv tiennent compte de la possibilité d'observer l'action de l'agent avec erreur. Shavell, affirme que le contrôle

[24] Arrow (1974) a montré que l'absence de transactions contingentes est étroitement liée aux problèmes de risque moral et d'asymétrie d'information. Ainsi, pour qu'un contrat soit contingent, il faut absolument que le fait qu'un événement est survenu ou pas soit connu. Cependant, lorsque cette information n'est connue que par un seul contractant, alors la série de contrats possibles et contingents est limitée à ceux où la vérification est facile pour les deux contractants. Radner (1968), a formalisé cette notion par la limitation exogène des contrats entre les agents, à ceux qui sont contingents en ce qui concerne les événements dans le partage d'information entre les deux agents. Radner suggère que la structure d'information dans une économie doit être coûteuse et endogène. Le papier de Townsend (1979) représente ainsi une extension des thèmes suggérés par Arrow et Radner.

[25] Pour ce qui est perfection de contrôle, il doit être supposé que la décision de vérifier peut être prise ex ante à un certain coût fixe et que ultérieurement, toutes les réalisations doivent être observées. Cette proposition illustre le modèle de Kihlstrom et Pauly (1971) et implique que l'un des deux agents économiques, offre soit un contrat d'assurance complète à l'autre agent, soit aucune couverture d'assurance.

soigneux est coûteux et peut être effectué soit avant, soit après la réalisation de l'output. En revanche, le modèle de Townsend (1979) a pour but de mettre l'accent sur la nature coûteuse des contrôles et ne se préoccupe pas de l'étude de la question de synchronisation des observations.

2.1.2. La description de la relation entre les contractants :

Une première voie de l'analyse de Townsend (1979) porte sur une économie d'échange pure, composée de deux agents. Il suppose que l'un des deux agents (agent 2) est averse au risque et qu'il dispose d'une dotation de bien de consommation aléatoire qui ne peut être connue par l'autre agent (agent 1) qu'à un certain coût. Le contrat établi entre les deux individus définit tout d'abord l'échange contingent ainsi que les transferts nets de consommations de biens bilatéraux. Sous d'autres interprétations, l'échange est motivé par des considérations de partage de risque. Alternativement, l'agent 2 peut être considéré comme un individu qui souffre d'une perte aléatoire et veut acheter une assurance de l'agent 1. La réalisation de cette perte représente une information privée pour l'assuré à moins qu'il y ait vérification. Townsend suppose que l'audit est parfait : s'il y a vérification, la réalisation de l'état de nature est connue sans erreur par l'agent 1. Une première partie de cette analyse fait recours à l'audit déterministe. L'auteur considère une région de vérification, c'est-à-dire un intervalle dans lequel toute déclaration de l'agent 2 est contrôlée par l'agent 1. Le contrat établi entre les deux individus représente une spécification contingente du transfert net de l'agent 2 à l'agent 1 (en assurance ce transfert correspond à la prime) et de la région de vérification. Le coût d'audit peut être considéré comme une variable exogène (une constante indépendante de la réalisation actuelle de la dotation de bien de consommation de l'agent 2), ou bien peut dépendre de la réalisation de la dotation de bien (directement ou alternativement à travers le transfert (la prime)).

Le contrat est dit **révélateur**[26] si et seulement si la région de vérification et le transfert correspondent bien aux valeurs prédéfinies par le contrat. Cependant, aucune incitation ne poussera l'agent 2 à frauder. Le résultat auquel aboutit Townsend est que le transfert

[26] « Le principe de révélation énonce qu'on peut se limiter à des mécanismes directs (où l'agent annonce son information) et révélateur (où il est de l'intérêt de l'agent de faire des annonces véridiques).
Le principe de révélation : si l'allocation $y^*(\theta)$ peut être mise en œuvre par un mécanisme quelconque, on peut aussi la mettre en œuvre par un mécanisme direct révélateur, où l'agent révèle son information θ »
Cité dans : Bernard SALANIE (1994) : « Théorie des Contrats », p 12.

(l'indemnité) représente une constante indépendante de la réalisation effective de la dotation (dommage), pour toute déclaration appartenant à la région complémentaire à la région de vérification. Egalement, la somme du transfert net de bien de consommation et du coût de vérification doit être inférieure à cette constante en cas de contrôle. En matière d'assurance, la solution de Townsend correspond à une indemnité nulle en cas de non audit. Et dès qu'il y a vérification de la déclaration de l'assuré, pour que le contrat soit incitatif, il faut que la somme de l'indemnité et le coût soit inférieure à la prime.

2.1.3. La caractérisation du contrat optimal :

Pour définir les contrats optimaux, Townsend s'est référé à la résolution d'un programme de maximisation de l'espérance d'utilité de l'agent 2 sous certaines contraintes : une restriction relative au fait que l'utilité espérée de l'agent 1 ne doit pas être inférieure à une constante K, une deuxième restriction qui représente la contrainte d'incitation et enfin une dernière contrainte de non négativité du profit de l'agent 1.

En se fondant sur l'analyse de Townsend, Picard (1996a, 2000) traite le problème de fraude à l'assurance en intégrant la possibilité d'audit déterministe[27] coûteux. La modélisation qu'il a adoptée pour formaliser ce problème, repose sur la détermination des contrats d'assurance optimaux qui permettent l'arbitrage entre deux objectifs conflictuels : partager le risque entre l'assureur et l'assuré et minimiser les coûts de vérification. La procédure d'audit déterministe permet à l'assureur d'avoir l'information parfaite sur l'état de sinistralité qui représente une information privée pour l'assuré.

Picard a défini la police d'assurance comme un contrat spécifiant le remboursement non négatif d'une indemnité d'assurance en contrepartie du paiement d'une prime. Il suppose que le dommage est connu uniquement par l'assuré à moins qu'il y a vérification. A cet égard, l'assureur supporte un coût d'assurance composé d'un coût administratif fixe, si le dommage est déclaré et d'un coût d'audit si la déclaration est vérifiée. Conformément aux critères de l'espérance utilité, les assurés sont averses aux risques et cherchent à maximiser leurs utilités espérées. De plus, Picard définit la région de vérification comme un intervalle dans lequel toute déclaration est expertisée. Le contrat d'assurance optimal est, un contrat incitatif défini,

[27] Pour des raisons de simplification, Picard (1996a, 2000) limite son étude à l'analyse de l'audit déterministe, dans lequel les sinistres sont vérifiés avec certitude ou non vérifiés du tout. Cette simplification de la procédure d'audit a permis l'auteur de se focaliser sur la relation entre l'auditeur et l'assureur. Pour l'audit aléatoire, voir Townsend (1979), Baron et Besanko (1984) et Mookherjee et Png (1989).

par la vérification de toute déclaration qui excède un seuil de sinistre prédéfini par l'assureur. La solution de Picard, consiste en un contrat de franchise pure (couverture complète au delà de la franchise) qui incite les assurés à ne pas frauder. Cette proposition représente une extension des résultats obtenus par Hubermann, Mayers et Smith (1983)[28], et fournit un nouveau motif pour les contrats de franchise, autre que l'interprétation habituelle en terme de coûts de transaction (Arrow, 1971) ou de risque moral (Holmstrom, 1979). Pour Picard, l'indemnité d'assurance doit être égale à l'utilité marginale de la richesse finale dans chaque état où il y a vérification. Ceci signifie que toute croissance de l'indemnité d'assurance dans un intervalle inclus dans la région de vérification doit être compensée par une croissance de la prime.

Un autre papier intéressant et allant dans le même sens que la modélisation de Picard (1996a, 2000) est celui de Bond et Crocker (1997). Les auteurs ont essayé de caractériser les contrats d'assurance optimaux dans un environnement d'état de vérification coûteuse avec coûts de contrôle endogènes. En se basant sur l'approche de Townsend (1979), les auteurs ont considéré un contexte dans lequel les assurés détiennent l'information privée quand à leurs pertes actuelles. Après avoir observé sa perte économique, chaque assuré doit choisir de s'engager ou pas dans des manœuvres évasives. Il s'agit en fait, de l'étude de l'efficience d'un contrat d'assurance dans un contexte d'asymétrie d'information et de risque moral.

Une première partie de leur analyse est dédiée à l'étude des contrats optimaux lorsque les coûts d'audit déterministe sont exogènes. Le contrat d'assurance représente une spécification de l'indemnité d'assurance et de la région de vérification. Pour caractériser l'équilibre, les auteurs ont adopté le programme d'optimisation habituel, à savoir la maximisation de l'utilité espérée de l'assuré sous la contrainte d'incitation et la contrainte de ressources de l'assureur (profit non négatif). Ces deux contraintes conduisent toutes les deux i) à des contrats caractérisés par des indemnités constantes ; ii) à la non nécessité de l'audit pour des nivaux de perte bas ; iii) et à la nécessité de l'audit, avec assurance complète pour des pertes plus grandes.

Après avoir présenté les différentes approches du problème de fraude à l'assurance, en présence d'audit déterministe, nous allons dans le paragraphe suivant adopter un modèle simple composé de deux agents économiques (l'assureur et l'assuré). Nous commençons dans une première étape par la présentation du cadre d'analyse, ensuite nous essayons dans une seconde étape de caractériser le contrat d'assurance optimal.

[28] La démonstration de Hubermann, Mayers et Smith (1983) est plutôt informelle, alors que Picard (1996) montre l'optimalité d'un contrat de franchise standard, en utilisant un argument de contrôle optimal.

2.2. Le cadre d'analyse :

La modélisation que nous avons adoptée[29] pour formaliser le problème de fraude dans un contexte d'audit déterministe est la suivante. Nous considérons deux agents : une compagnie d'assurance, neutre au risque et un assuré qui fait preuve d'aversion pour le risque. Les préférences de l'assuré sont représentées par une fonction d'utilité u de type Von-Neumann Morgenstern, strictement croissante et deux fois continûment différentiable et strictement concave ($u' > 0$ et $u'' < 0$).

L'assuré dispose d'une richesse initiale w et il est confronté à un risque de perte assurable noté x .

La nature définit deux états possibles : perte avec une probabilité π et pas de perte avec une probabilité (1-π). Pour des raisons de simplification, nous supposons que le montant de la perte ne puisse prendre que deux valeurs aléatoires possibles : M avec une probabilité $q_{1/\pi}$ et L avec une probabilité $q_{2/\pi}$. Ainsi l'utilité de réserve de l'assuré s'écrit :

$$\overline{U} = \pi[q_{1/\pi}u(w - M) + q_{2/\pi}u(w - L)] + (1 - \pi)\,u(w)$$

Avant la réalisation de la perte x, l'assuré et l'assureur se mettent d'accord sur un échange contingent. En cas de dommage, une indemnité d'assurance doit être versée à l'assuré, contre paiement d'une prime d'assurance. L'échange est ainsi motivé par des considérations de partage de risque. Nous considérons ici que la réalisation et l'ampleur de la perte représentent une information privée détenue par l'assuré à moins qu'il y ait vérification par l'assureur. En effet, une région de vérification R (avec complément R^c) représente une série de réalisations de la perte x, telle que l'assureur procède à une vérification de la déclaration de dommage.

La relation assureur-assuré peut être décrite comme un jeu d'audit à trois étapes :

- à la première étape, la nature détermine si l'assuré a subi un dommage et s'il est du type opportuniste ou du type honnête ;

[29] Cette modélisation est inspirée de la littérature traitant le problème de fraude et en présence d'audit déterministe, notamment les papiers de Picard (1996a, 2000) et celui de Bond et Crocker (1997). Notre objectif est de présenter un modèle économique simple permettant d'expliquer comment on peut formaliser le phénomène de fraude et analyser les comportements stratégiques de l'assuré et de l'assureur.
Cette modélisation nous servira de base pour élaborer une extension théorique, que nous présentons dans le chapitre 3.

- à la seconde étape, l'assuré choisit le montant de dommage qu'il va déclarer à l'assureur. L'assuré honnête déclare toujours la vérité. En revanche, l'assuré fraudeur[30] déclare un sinistre qui n'a en réalité jamais eu lieu, ou augmente le montant du dommage ;
- à la troisième étape, et lorsque le dommage est déclaré à la seconde étape, relativement à la réalisation de x, l'assureur décide de contrôler ou pas.

Le contrat d'assurance représente une spécification des transferts effectués entre l'assureur et l'assuré (indemnité et prime), de la région de vérification R et du coût d'audit exogène c.

L'assuré qui subit une perte x peut choisir de frauder et déclarer L ou M à l'assureur. Ce dernier procède à une vérification à partir d'un seuil de sinistre L. la région de vérification R est ainsi définie par $[L,M] \subset [0,x]$.

Ainsi, s'il y a vérification, le dommage x est connu sans erreur par l'assureur.

Pour le premier état de nature (perte), l'assuré se trouve devant deux risques de perte probables : M et L. Si l'assuré subit un dommage d'un montant M, sa stratégie optimale consiste alors à déclarer la vérité : d = M. L'assureur procède à une vérification de cette déclaration (puisque $M \in R$). L'assuré est honnête, il reçoit alors le remboursement d'assurance I_M qui lui procure une utilité égale à $u(w - P - M + I_M)$ dans ce cas.

Si l'assuré subit un dommage x = L, sa stratégie est définie par la probabilité β de frauder et déclarer d = M > L et la probabilité $(1-\beta)$ d'être honnête et déclarer d = L.

La déclaration d = M est vérifiée par l'assureur. L'audit est parfait : la fraude est systématiquement détectée. A cette déclaration frauduleuse, correspond l'indemnité d'assurance I_M, ainsi que la sanction S_1. Dans ce cas l'utilité de l'assuré s'écrit : $u(w - P - L + I_M - S_1)$.

Si par contre l'assuré décide de ne pas frauder, il déclare d = L à son assureur. Cette déclaration lui procure une indemnité I_L et son utilité devient égale à $u(w - P - L + I_L)$.

Pour le deuxième état de nature (non perte), la stratégie de l'assuré est définie par les deux possibilités de fraude suivantes : déclarer d = L avec une probabilité α_L ou bien déclarer

[30] Nous supposons implicitement que la fraude ne génère aucun coût pour l'assuré. Il existe néanmoins plusieurs modèles qui intègrent les coûts de falsification. Nous citons les travaux de Lacker et Weinberg (1989) et Crocker et Tennyson (1996).

$d = M$ avec une probabilité α_M, tel que $\alpha_M + \alpha_L + \alpha_0 = 1$, et où α_0 représente la probabilité de dire la vérité.

Pour la déclaration de perte d = L, l'assureur sanctionne l'assuré par S_2 après une détection de la fraude par expertise. Dans ce cas, son utilité prend la valeur suivante $u(w - P + I_L - S_2)$. Il le sanctionne par S_3, lorsqu'il fraude et déclare d = M. Cette éventualité lui procure une utilité égale à $u(w - P + I_M - S_3)$.

Nous schématisons ce jeu comme suit :

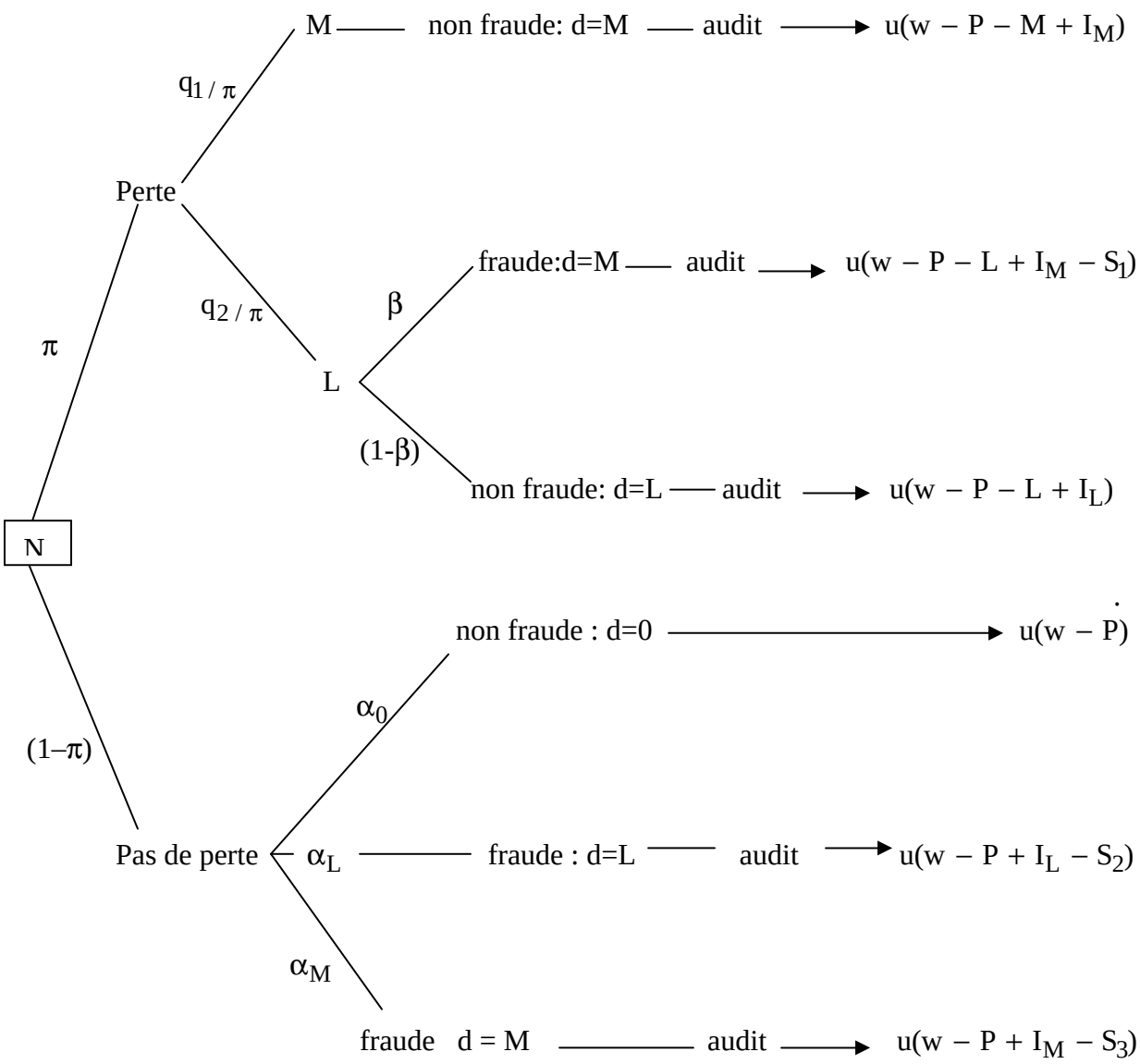


Figure.1: Les stratégie de fraude en cas d'audit déterministe à partir d'un seuil L

2.3. Contrat optimal en cas d'audit déterministe :

Le contrat d'assurance optimal doit inciter l'assuré à déclarer toujours l'état de perte réel. Pour ce fait, il faut que l'utilité de l'assuré en cas de fraude ne soit jamais supérieure à son utilité lorsqu'il est honnête. Nous définissons ainsi la contrainte d'incitation.

Nous pouvons écrire le système (1) suivant :

$u(w - P - L + I_M - S_1) < u(w - P - L + I_L)$

$u(w - P + I_L - S_2) < u(w - P)$

$u(w - P + I_M - S_3) < u(w - P)$

Ceci se traduit par le fait que :

- En cas de perte, et lorsque l'assuré fait face à un dommage d'un montant L < M, la fraude (déclarer un dommage M au lieu de L), entraîne un gain inférieur en terme d'utilité par rapport à la situation d'honnêteté (déclarer la vraie perte L).
- En cas de non perte, déclarer un sinistre sans l'avoir réellement subi n'est pas bénéfique pour l'assuré. En effet, l'utilité de celui-ci, lorsqu'il déclare un dommage (L ou M) alors qu'en réalité, il n'a pas subi de perte, est inférieure à son utilité s'il ne déclare pas de sinistre.

Par conséquent, le contrat d'assurance offert par l'assureur (l'indemnité d'assurance et la sanction), doit permettre d'empêcher toute tentative de fraude. Il faut que l'assureur établisse son contrat de sorte que l'utilité de l'assuré en cas de fraude ne puisse jamais excéder son utilité lorsqu'il déclare la vérité. Ce contrat est dit révélateur c'est-à-dire compatible avec la contrainte d'incitation. De surcroît, déclarer toujours sa perte réelle, représente la stratégie optimale de l'assuré.

La fonction d'utilité de l'assuré étant du type Von-Neumann Morgenstern, strictement croissante et concave. La contrainte d'incitation se réduira ainsi au système (2) suivant :

$$\begin{cases} S_1 > I_M - I_L \\ S_2 > I_L \\ S_3 > I_M \end{cases}$$

Cela revient à dire que pour dissuader toute manœuvre frauduleuse, l'assureur doit imposer un système de sanction, de telle sorte que l'assuré n'aura aucun intérêt à frauder. Ainsi, la sanction doit être fixée à un niveau plus élevé que le gain espéré de la fraude. Ce résultat nous permet de dire, qu'un refus de remboursement du dommage, n'est pas suffisant pour inciter l'assuré à être honnête.

En effet, réfuter tout comportement de fraude se traduit par le fait que les pénalités appliquées par l'assureur amènent à avoir des probabilités de fraude toutes nulles. Autrement dit, il faut que : $\begin{cases} \beta = 0 \\ \alpha_M = 0 \\ \alpha_L = 0 \end{cases}$

Intégrons cette contrainte dans notre jeu, d'après le principe de « backward induction », l'arbre de décision sera réduit à ce qui suit:

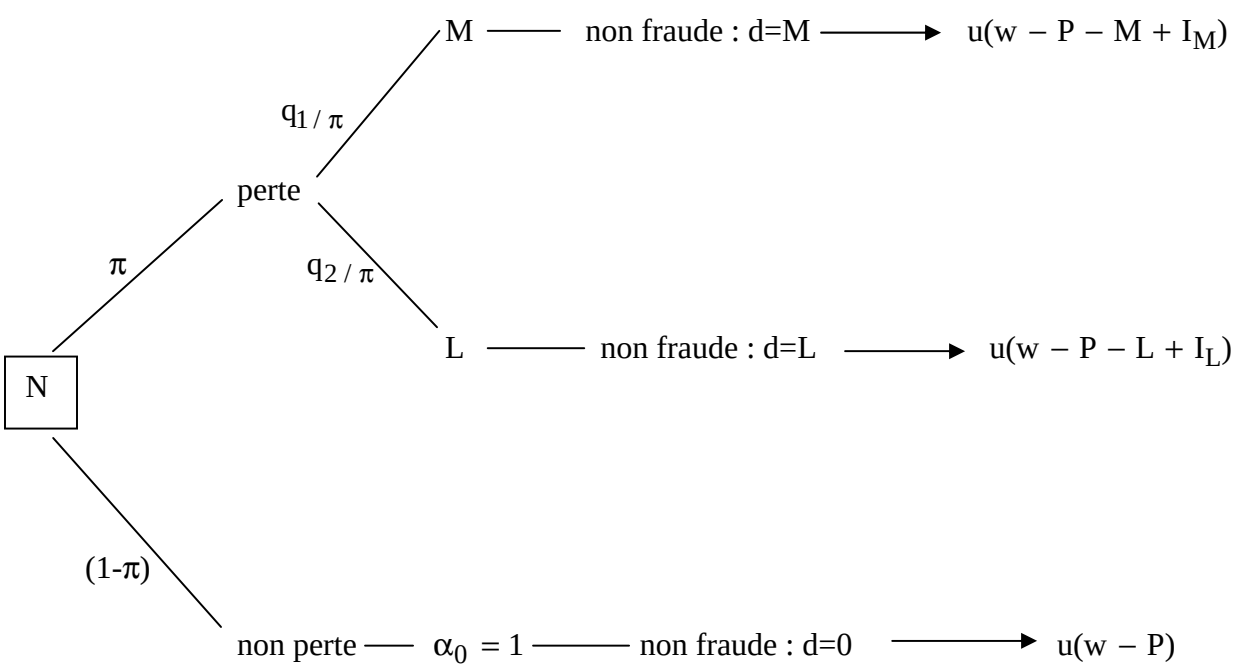


Figure 2 : L'équilibre

Après intégration de la contrainte d'incitation ($\beta = 0, \alpha_M = 0, \alpha_L = 0$) dans notre modèle, l'utilité espérée de l'assuré s'écrit :

$$EU = \pi q_{1/\pi} u(w - P - M + I_M) + \pi q_{2/\pi} u(w - P - L + I_L) + (1 - \pi) u(w - P)$$

Le contrat d'assurance est un optimum de premier rang. Ce contrat est tel qu'il maximise l'espérance d'utilité de l'assuré sous la contrainte de profit non négatif de l'assureur. Cette contrainte de participation (CP) s'écrit :

$$P - \pi q_{1/\pi} I_M - \pi q_{2/\pi} I_L - [\pi + (1 - \pi)(\alpha_L + \alpha_M)]c \geq 0$$

Le programme de l'assureur est de déterminer I_L^*, I_M^* et P^* qui maximisent l'espérance d'utilité de l'assuré sous la contrainte de participation de l'assureur.

La résolution de ce programme [31] permet de conclure que: $I_M - M = I_L - L$

Etant M > L, d'après ce qui précède, nous pouvons en conclure que $I_M > I_L$.

Le résultat précédent montre que : Lorsque l'audit déterministe est parfait et que l'assuré n'a aucun intérêt à frauder, une police d'assurance avec indemnité croissante en fonction de la perte est optimale.

De plus les conditions de 1er ordre du programme d'optimisation, nous permettent d'avoir le système suivant :

$$\begin{cases} u(w-P-L+I_L) = u(w-P) \\ u(w-P-M+I_M) = u(w-P) \end{cases} \quad \text{donc} \quad \begin{cases} I_M = M \\ I_L = L \end{cases}$$

Cette constatation prouve que l'assurance avec couverture complète est optimale.

D'où la proposition suivante :

⇨ ***Proposition 1 :***

Un contrat d'assurance optimal avec audit déterministe satisfait les conditions suivantes :

i) $I_M > I_L$ *pour tout* $M > L$ *: l'indemnité d'assurance est une fonction croissante du dommage.*

ii) $I_x = 0$ *pour tout* $x < L$ *: l'indemnité est nulle pour tout dommage inférieur à* L.

iii) $\begin{cases} I_M = M \\ I_L = L \end{cases}$ *l'assurance complète est optimale, au-delà du seuil d'expertise.*

---

[31] Le Lagrangien du programme d'optimisation s'écrit :

$$L_{(I_M, I_L, P)} = EU - \mu \left\{ \pi q_{1/\pi} I_M + \pi q_{2/\pi} I_L + [\pi + (1-\pi)(\alpha_L + \alpha_M)]c - P \right\}$$

μ étant le multiplicateur de Lagrangien associé à la contrainte de participation de l'assureur.

Les conditions de premier ordre nous donnent :

(1) $\frac{\partial L}{\partial P} = 0 \qquad u'(w-P) = \mu$

(2) $\frac{\partial L}{\partial I_L} = 0 \qquad u'(w-P-L+I_L) = \mu$

(3) $\frac{\partial L}{\partial I_M} = 0 \qquad u'(w-P-M+I_M) = \mu$

Nous pouvons ainsi déduire d'après ce système que :

$$u'(w-P) = u'(w-P-L+I_L) = u'(w-P-M+I_M) = \mu$$

Donc $u(w-P-L+I_L) = u(w-P-M+I_M)$

Cette proposition est illustrée par le graphique suivant :

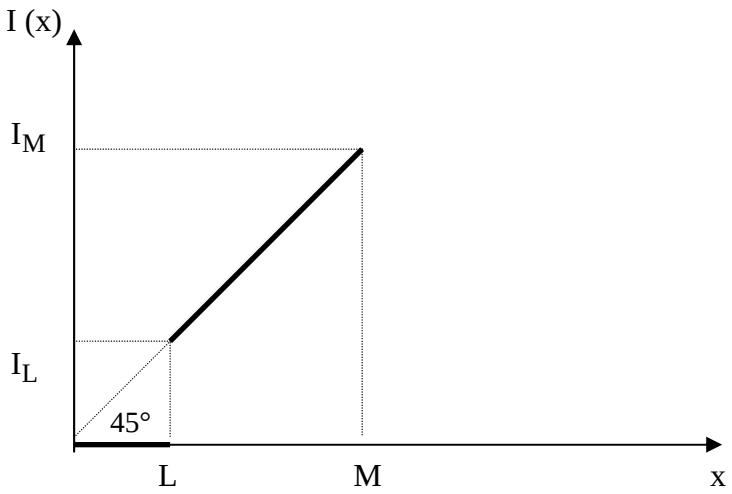


Figure. 3 : Indemnité d'assurance optimale

Ce résultat est équivalent à celui de Picard[32] (1996a, 2000) et Bond et Crocker[33] (1997).

Il s'agit d'un contrat de franchise pure : Assurance complète au-delà de la franchise-expertise (le seuil de sinistre L).

Rappelons que pour parvenir à empêcher totalement l'assuré de frauder, le système de sanction appliqué doit satisfaire la condition suivante :

$$\begin{cases} S_1 > I_M - I_L \\ S_2 > I_L \\ S_3 > I_M \end{cases}$$

[32] Picard (1996a, 2000) montre que le contrat d'assurance optimal satisfait les conditions suivantes :

i) t(x)=0 si x<=m, avec t(x) l'indemnité d'assurance et m le seuil de sinistre à partir duquel il y a vérification.

ii) t(x)=x+z–m si x>m

avec m>0, 0<z<m et M=(m, $\overline{x}$] ; M est la région de vérification.

Le contrat d'assurance optimal est un contrat de « franchise pure » : t(x)=sup{0, x–m} avec m>0 et M=(m, $\overline{x}$].

Le résultat de Picard signifie qu'aucune déclaration de sinistre n'est déposée si la perte est inférieure au seuil m>0. Alors que, toute déclaration supérieure à m est vérifiée par l'assureur et l'indemnité d'assurance optimale est la couverture partielle. Cette proposition s'interprète de la façon suivante : pour des raisons de minimisation de coût, il est optimal de choisir un seuil positif m, pour décroître les coûts administratifs et les coûts d'audit. Ainsi t(.) doit égaliser l'utilité marginale de la richesse finale pour chaque état où il y a vérification et l'utilité marginale espérée de la richesse finale.

[33] Bond et Crocker (1997) trouvent que le contrat d'assurance optimal associe une indemnité fixe $\overline{\alpha}$ avec non vérification à toutes les pertes inférieures à la valeur seuil m. Tandis que l'assuré contrôlé reçoit une indemnité complète lorsque le dommage excède le seuil m. Ce contrat illustre une discontinuité de l'indemnité au niveau m de la région de vérification.

- En cas de perte, si l'assuré fait face au dommage $x = L$, et déclare $d = M > L$ (afin de récupérer une indemnité non méritée $I_M > I_L$), l'assureur qui procède à un audit pour toute déclaration de sinistre dans la région de vérification $R = [L, M]$, doit appliquer une sanction $S_1 > I_M - I_L$. Cette sanction dépend de l'ampleur de la fraude (la différence entre la déclaration et le dommage réel).
- En cas de non perte, l'assuré qui tente d'obtenir une indemnité en déclarant un dommage sans l'avoir réellement subi (déclarer d=M ou d=L alors que x=0), sera puni respectivement par une sanction S_2 (correspondant à d=L) et S_3 (correspondant à d=M). En effet, S_2 est strictement supérieure à I_L et S_3 est strictement supérieure à I_M. Cela signifie qu'un refus de remboursement n'est pas suffisant pour dissuader la fraude.

Ainsi : $\begin{cases} S_1 = I_M - I_L + A \\ S_2 = I_L + A \\ S_3 = I_M + A \end{cases}$ avec $A > 0$

(A) étant une constante positive qui représente le montant d'une amende fixe que le fraudeur détecté doit payer à son assureur.

Nous pouvons résumer nos résultats dans la proposition suivante :

⇨ ***Proposition 2 :***

En cas de fraude et en présence d'audit déterministe parfait, un système de sanction optimal doit répondre aux critères suivants :

i) La sanction doit coller à la fraude : la sanction est croissante en fonction de l'ampleur de la fraude ;

ii) Un refus de remboursement n'est pas tout seul suffisant pour dissuader la fraude, d'où la nécessité de l'amende.

D'autre part, la contrainte de participation de l'assureur exprime le fait que le profit de l'assureur n'est jamais négatif :

$$P - [\pi q_{1/\pi} + \pi q_{2/\pi}\beta + (1-\pi)\alpha_M]I_M - [\pi q_{2/\pi}(1-\beta) + (1-\pi)\alpha_L]I_L$$
$$- [\pi + (1-\pi)(\alpha_L + \alpha_M)]c + \pi q_{2/\pi}\beta S_1 + (1-\pi)\alpha_L S_2 + (1-\pi)\alpha_M S_3 \geq 0$$

A l'équilibre cette contrainte est saturée[34]. Ceci nous permet d'écrire :

$$P = [\pi q_{1/\pi} + \pi q_{2/\pi}\beta + (1-\pi)\alpha_M]I_M + [\pi q_{2/\pi}(1-\beta) + (1-\pi)\alpha_L]I_L$$
$$+ [\pi + (1-\pi)(\alpha_L + \alpha_M)]c - \pi q_{2/\pi}\beta S_1 - (1-\pi)\alpha_L S_2 - (1-\pi)\alpha_M S_3$$

La prime ainsi que les amendes collectées par l'assureur doivent compenser les remboursements d'assurance versés aux assurés, et le coût d'audit encouru.
Nous pouvons à cet égard conclure que :

⇨ ***Proposition 3 :***

L'assureur doit ajuster la prime à la hausse, lorsque

i) les coûts d'audit augmentent à cause de l'augmentation des probabilités de fraude,

ii) le coût d'indemnisation augmente.

Par conséquent, à coût d'audit (c) fixe, toute augmentation de β, α_M ou α_L doit être compensée par une augmentation de la prime.
Lorsque l'assuré peut augmenter le coût d'audit à travers les probabilités de fraude, pour équilibrer ses ressources avec ses emplois, l'assureur doit ajuster la prime d'assurance à la hausse.
Ainsi une augmentation des probabilités de fraude et/ou de la fréquence de survenance des sinistres entraîne une hausse des indemnités d'assurance espérées. Ceci oblige l'assureur à procéder à une majoration de la prime d'assurance (application du système Bonus – Malus).

2.4. Le coût d'audit :

Comme approfondissement de leurs travaux effectués sur l'audit déterministes, certains auteurs ont étudié les coûts de vérification endogènes et ont intégrer la possibilité pour l'assuré d'augmenter ces coûts.
Comme le démontre Picard (1996a, 2000) dans ses papiers traitant l'audit déterministe, il existe des situations, où l'assuré arrive à gonfler le montant de son dommage lors de la déclaration du sinistre, à travers « la manipulation » du coût d'audit. L'objectif de l'assuré est de rendre l'activité de contrôle plus difficile. En effet, l'assureur n'est pas toujours capable

[34] Un contrat d'assurance optimal est établi de sorte que l'assureur fera un profit nul. Cela signifie que la prime payée par l'assuré va être exactement égale à l'indemnité espérée plus le coût de fraude, c'est-à-dire le coût de détection de la fraude plus les indemnités versées si la fraude n'est pas détectée.

d'observer le coût encouru par son auditeur : est-il un consultant physique, un expert, un investigateur ou un manipulateur de sinistre? De son coté, l'assuré supporte des coûts, surtout lorsque cela nécessite une collusion avec un intermédiaire (garagistes, avocats…) qui est capable de falsifier le dommage et le rendre plus coûteux. Ceci permet de créer des dommages supplémentaires et donc d'affecter le coût d'audit. Ces dépenses font accroître pour l'auditeur le coût d'avoir l'information claire et véritable sur la perte. Ainsi, un problème de risque moral s'établit entre l'assureur et l'auditeur. Ce problème est lié au fait qu'il s'avère difficile pour l'assureur de surveiller les coûts d'audit. Le contrat d'assurance est contraint par la participation de l'auditeur (la non négativité de son profit). Ce dernier n'accepte le contrat que si son utilité espérée dépasse son utilité de réserve. La solution optimale proposée par Picard consiste en un contrat de franchise avec coassurance pour les nivaux de dommages élevés. La contrainte de lutte contre la manipulation des coûts d'audit implique une liaison étroite entre le paiement d'indemnité à l'assuré et les honoraires versés à l'auditeur. De surcroît, les intermédiations élevées doivent entraîner des transferts faibles pour l'auditeur afin que l'assuré soit dissuadé de manipuler les coûts d'audit.

Un auditeur averse au risque doit recevoir une compensation sous forme de prime de risque pour que sa contrainte de participation soit satisfaite. Cependant, le taux de coassurance[35] pour les nivaux de dommages élevés fait décroître la prime de risque ce qui est en fin de compte bénéfique pour l'assuré.

D'autre part, Bond et Crocker (1997) s'intéressent à l'étude des contrats d'assurance optimaux lorsque les coûts de contrôle sont endogènes. Les auteurs définissent l'efficience des programmes d'assurance comme étant un arbitrage entre l'obtention de l'information privée concernant la perte (pour permettre l'assurance contre les fluctuations de la richesse), et le besoin d'atténuer les incitations des assurés (pour ne plus accroître le coût social). Les auteurs montrent que le contrat d'assurance optimal réconcilie ces conflits à travers une combinaison d'incitations. Les hypothèses du modèle, concernent le fait que les agents peuvent effectuer des actions ayant un effet sur ces coûts. Ces actions, qu'ils appellent coûts d'évasion [36], sont supposées correspondre à des coûts privés, mais qui font bénéficier d'une

[35] Ces résultats peuvent être comparés à d'autres cas de coassurance traités dans la littérature. En effet, Raviv (1979) montre que la coassurance est optimale si l'assureur est averse au risque ou bien lorsque les coûts d'assurance représentent une fonction convexe de la couverture. Egalement, Hubermann, Mayers et Smith (1983) montrent que les règlements de faillite peuvent conduire l'assureur à offrir une sous-couverture pour les grandes pertes. Il s'agit en fait, d'une explication complémentaire de la coassurance et du plafond de remboursement, qui résulte de l'imperfection de l'activité d'audit menée par l'assureur

[36] La notion d'évasion avancée par Bond et Cocker (1997) diffère substantiellement de l'approche d'état de falsification coûteux adoptée par Lacker et Weinberg (1989). Ces derniers présentent un environnement dans

réduction de la région de vérification et de l'accroissement de l'indemnité quand il n'y a pas d'audit. Spécifiquement, pour cette deuxième formulation, les auteurs supposent qu'après avoir observé la perte, l'assuré peut choisir un niveau de fraude parmi deux niveaux probables. Ces deux actions peuvent affecter les coûts de vérification à travers les fonctions de probabilité. Les auteurs associent à chaque action de fraude possible une probabilité décrivant le fait d'avoir les coûts d'audit les plus élevés ou respectivement les plus faibles.

Les résultats de Bond et Crocker (1997), fournissent la formulation de base qui sert à mieux comprendre le problème d'exagération des dommages rencontré par les assureurs. Un tel problème, peut entraîner l'intensification du dommage, comme par exemple, en cas d'assurance maladie, le fait d'établir une fracture difficile à vérifier, ou une entorse ou tout autre préjudice du même genre. Des études empiriques sur l'assurance des accidents corporels (Weisberg et Derrig, 1991) et sur les coûts médicaux (Marter et Weisberg, 1991), ont montré que l'exagération des sinistres est difficile à réfuter, surtout pour les blessures des muscles, les traitements de chiropraxie, et les rétablissements prolongés. Similairement, dans la littérature s'intéressant à la compensation des travailleurs, à savoir Dionne et St-Michel (1991), et Dionne et al. (1992), les sinistres exagérés, apparaissent comme étant des accidents difficiles à diagnostiquer tels que les problèmes de la colonne vertébrale et les maux de dos.

Pour Bond et Crocker (1997), le fait d'avoir des coûts de vérification endogènes, soulève le problème de risque moral lors de la caractérisation du contrat optimal, et lorsque la structure des « payoffs » peut affecter l'incitation de l'assuré à frauder. Ce contexte de risque moral, diffère substantiellement de celui traité dans les travaux de Croker et Snow (1986) et Bond et Crocker (1991). La différence est que dans ces deux derniers papiers, les auteurs s'intéressent à la catégorisation du risque, et leur point de départ correspond au cas où les agents détiennent au moment de la signature du contrat l'information privée en ce qui concerne le risque de subir une perte assurable. Au contraire, pour Bond et Crocker (1997), les agents font face initialement à la même distribution de probabilité des pertes, mais deviennent après, des détenteurs de l'information privée en ce qui concerne la magnitude de leurs pertes. Le problème de risque moral affecte ainsi les coûts de vérification.

Les résultats théoriques du modèle de Bond et Crocker correspondent à ce qui est prédit par la réalité des marchés d'assurance. Les assureurs peuvent récompenser les sinistres à faibles valeurs et combattre les sinistres à fortes valeurs. Les contrats d'assurance optimaux

lequel un individu contrôlé peut investir dans des dépenses de falsification de façon à présenter le dommage avec ambiguïté à l'assureur. Au contraire, l'approche de Bond et Crocker consiste à supposer que l'assureur peut toujours établir l'état de perte actuel, mais l'assuré peut aussi manipuler les coûts d'audit pour rendre la vérification plus difficile.

permettent d'atténuer les incitations de fraude telles que les dommages faciles à contrôler sont surpayées et les dommages faisant preuve de coûts très élevés sont sous-payés.
Les contrats optimaux définis par Bond et Crocker (1997) diffèrent de ceux caractérisés par Lacker et Weinberg (1989) dans leur modèle portant sur les coûts de falsification. En effet, pour Bond et Crocker, les contrats avec vérification coûteuse impliquent un remboursement constant des petites pertes et une couverture complète des grandes pertes. En revanche, le contrat optimal défini par Lacker et Weinberg en cas de non falsification, implique un remboursement constant des grandes pertes et une coassurance pour les petites pertes.

Section 3 : L'audit aléatoire

L'objectif de cette section est d'étudier une deuxième version de l'audit à savoir, l'audit aléatoire. Notre but consiste à caractériser le contrat d'assurance optimal que l'assureur doit offrir afin de lutter contre la fraude. Nous consacrons le premier paragraphe à l'étude des différentes approches théorique qui ont traité ce sujet. Ensuite, nous proposons une formulation du problème de fraude avec possibilité d'audit aléatoire, à l'aide d'un modèle inspiré de la littérature.

3.1. Les différentes approches théoriques :

Dans ce paragraphe, nous allons présenter les différentes approches théoriques qui s'intéressent au phénomène de fraude avec possibilité d'audit aléatoire. La majorité de ces travaux fait recours à la théorie des jeux en asymétrie d'information et utilise un modèle de la théorie des contrats à savoir le modèle Principal-Agent pour décrire les relations entre les individus. Le point commun à l'ensemble de ces théories est qu'elles sont toutes basées sur le principe de révélation. Dans un contexte d'assurance, le principal est l'assureur et l'agent est l'assuré. Ce dernier détient l'information privée quant à la réalisation et/ou l'ampleur de son dommage. L'assureur ne peut obtenir cette information qu'en s'appuyant sur un audit coûteux. Toutefois, l'assuré peut frauder lors de la déclaration de sa perte. Selon le principe de révélation, le principal doit offrir un contrat d'assurance, tel que son profit n'est jamais négatif (la contrainte de participation) et tel que l'agent aura toujours intérêt à révéler son information privée (la contrainte d'incitation). Le contrat optimal est établi en maximisant

l'utilité espérée de l'assuré sous la contrainte de participation de l'assureur et la contrainte d'incitation de l'assuré.

La littérature sur le sujet est abondante. Le papier sur lequel se fondent tous ses successeurs, est celui de Townsend (1979) qui montre que l'audit aléatoire domine l'audit déterministe au sens de Pareto (voir aussi, Townsend, 1988). Dans ce papier, l'auteur a supposé que la dotation de bien de consommation de l'agent 2 est associée à deux réalisations probables. Le cadre d'analyse adopté pour formuler le contexte d'audit aléatoire est identique à celui utilisé en cas d'audit déterministe. Il s'agit de maximiser l'espérance d'utilité de l'agent 2 sous la contrainte d'incitation (l'espérance d'utilité de l'agent 2 lorsqu'il fraude n'est jamais supérieure à son espérance d'utilité lorsqu'il dit la vérité), la contrainte de non négativité du profit de l'agent 1 et les contraintes de plausibilité du contrat (la probabilité d'audit est strictement comprise entre 0 et 1, l'espérance d'utilité de l'agent 1 est supérieure à une constante K).

Afin de généraliser ses résultats et d'examiner leur robustesse, Townsend a orienté le modèle dans plusieurs directions. Il a essayé d'étudier les propriétés d'un équilibre compétitif pour une économie composées de m agents avec m>2. Il a aboutit au résultat qu'un contrat n'est révélateur que si, i) dire la vérité représente une stratégie dominante pour chaque agent économique, et ii) le transfert net de bien de consommation correspond bien à la valeur prédéfinie par le contrat. Sous ce contrat, la fonction de transfert ne peut pas dépendre de l'information connue uniquement par un seul agent. D'où la nécessité de l'audit.

En guise de conclusion, Townsend a montré qu'un équilibre compétitif existe et que l'allocation d'équilibre représente un optimum contraint. Il a défini l'équilibre satisfaisant au sens de Pareto, par le fait que l'allocation d'équilibre est optimale et que l'allocation optimale représente une allocation d'équilibre.

Reprenant le modèle de Townsend (1979), et dans un contexte « d'état de vérification coûteuse », Mookherjee et Png (1989) montrent qu'un audit aléatoire est suffisant pour combattre la fraude. Les auteurs s'intéressent à l'étude des caractères généraux des contrats optimaux lorsque l'audit est aléatoire. Ils cherchent à établir les conditions d'équilibre en cas d'audit aléatoire et à analyser l'optimalité des contrats afin d'examiner la robustesse des résultats de Townsend en présence d'audit aléatoire. Les auteurs supposent que tout au début l'agent choisit une action inobservable par le principal et selon laquelle il reçoit un revenu. Leur formulation du risque moral est inspirée du modèle de Grossman et Hart[37] (1983). En

[37] Dans un contexte de risque moral pur, c'est-à-dire lorsque le principal peut observer la réalisation de revenu de l'agent sans coût, Grossman et Hart (1983), ont montré que dans un programme optimal, la consommation peut

effet, le niveau de revenu réalisé représente une information privée pour l'agent et ne peut être connu par le principal qu'en procédant à une expertise coûteuse. Plus généralement, l'habilité du principal à offrir l'assurance à l'agent est contrainte par l'inobservabilité de l'action prise par l'agent et par l'imperfection de l'observabilité de la réalisation de revenu[38].

La modélisation adoptée est la suivante : l'agent observe d'une façon privée la réalisation de son revenu et va déclarer cette réalisation au principal. Ce dernier ne peut avoir l'information complète sur ce revenu qu'en procédant à une expertise aléatoire et en supportant un coût positif qui dépend du niveau réel du revenu réalisé. Sur la base de sa déclaration, l'agent doit transférer un certain montant au principal. S'il s'avère après vérification que l'agent est fraudeur, une certaine pénalité positive lui est appliquée. Pour dissuader tout comportement frauduleux, l'objectif du principal est donc d'offrir un contrat permettant de maximiser l'utilité espérée de l'agent, sous la contrainte de profit espéré minimum (pour le principal) et la contrainte d'incitation appropriée.

Le contrat d'assurance optimal est un contrat révélateur: la stratégie optimale de l'assuré, compte tenu du contrat d'assurance, est de toujours déclarer la vérité. En effet, pour que la déclaration de revenu soit non frauduleuse, le contrat optimal doit offrir à l'agent une utilité espérée postérieure à l'audit, plus grande que celle procurée en cas de non audit. Par conséquent, la stratégie de contrôle optimale est une stratégie aléatoire qui associée à un niveau de sanction suffisamment élevé, incite les agents à toujours déclarer la vérité.

L'audit aléatoire est optimal, si à l'équilibre et pour tous les états de nature, l'assuré peut être sanctionné en cas de déclaration frauduleuse. De plus, les auteurs proposent de récompenser les assurés honnêtes en leur versant des indemnités plus généreuses que celles payées en cas de non vérification des sinistres[39].

être non monotone dans le revenu. Selon ces auteurs, il est possible de montrer que les transferts optimaux peuvent être non monotone. Ils ont montré aussi qu'il est impossible pour la consommation d'être décroissante en fonction du revenu.

[38] Au-delà des considérations de risque moral, l'analyse de Mookherjee et Png, diffère de celle de Reinganum et Wilde (1985) et Border et Sobel (1987) dans deux aspects essentiels. Dans les deux modèles, l'objectif du principal est de maximiser les revenus collectés sans tenir compte de la contrainte de participation de l'agent. Deuxièmement, ils considèrent que l'agent est neutre vis-à-vis du risque. Comme le démontre Border et Sobel, une police optimale ne va pas typiquement exister lorsque l'agent peut être induit à déclarer la vérité avec une perte aléatoire lourde à sa charge. Par conséquent, Border et Sobel imposent un plafond aléatoire sur la taille de la récompense payée pour les déclarations honnêtes et qui ont été vérifiées.

[39] Dans cette proposition Mookherjee et Png, se limitent aux transferts non arbitraires. En effet, dans un contexte d'impôt sur les revenus, ceci peut être justifié par les conditions d'équité horizontale. Ainsi, l'existence d'un programme optimal est directe et simple lorsque on limite la consommation de l'agent à un nombre fini de valeurs alternatives, telles que dans les travaux de Prescott et Townsend (1984) et Townsend (1988).

Mookherjee et Png ont essayé d'orienter leur modèle dans plusieurs directions. L'une des interprétations les plus pertinente est d'essayer d'étudier la relation principal-agent dans un contexte d'impôt. Ils appliquent ainsi, leur modèle à une population de contribuables identiques assez importante–pour pouvoir appliquer la loi des grands nombres–. Le programme du principal est donc de maximiser la fonction de bien être social. Cette optimisation permet de définir les taxes, les probabilités d'audit ainsi que les pénalités sous la contrainte d'incitation pour les contribuables, la contrainte de revenu minimum pour le planificateur et les contraintes de non négativité des consommations.

Dans des considérations d'assurance, cette formulation de l'équilibre est représentée par la maximisation de la fonction d'utilité espérée de l'assuré sous la contrainte de profit minimum de l'assureur. Les auteurs montrent de plus que cette formulation est équivalente au problème dual de la maximisation du profit du principal sous la contrainte de participation ex ante de l'agent.

Notons aussi que le travail de Mookherjee et Png (1989) est étroitement lié au travail de Baiman et Demski (1980) et Dye (1986) qui se sont intéressés à analyser les contrats optimaux entre un agent averse au risque et un principal neutre au risque. Ces auteurs présentent un contexte où l'agent et le principal observent le revenu réalisé. Sur la base du revenu observé, le principal peut effectuer une investigation sur l'effort fourni par l'agent, et supporter un coût de contrôle. Cependant, dans les modèles de Baiman et Demski et Dye, les stratégies d'investigation sont désignées pour améliorer les incitations à l'effort pour l'agent, alors que pour Mookherjee et Png, la vérification affecte à la fois les incitations à l'effort ainsi que les incitations à dire la vérité.

Comme extension des travaux cités ci-dessus, Fagart et Picard (1999) essaient de caractériser le contrat d'assurance optimal (indemnité et audit) lorsque la procédure d'expertise est aléatoire. Ils montrent que la probabilité d'audit est croissante en fonction de la taille de la déclaration de sinistre, et que cette probabilité est nulle pour les dommages de petite taille. Le contrat d'assurance optimal est un contrat de franchise à laquelle est ajoutée une franchise « évanescente » lorsque la déclaration est non vérifiée.

L'approche avancée par Fagart et Picard représente une analyse normative des contrats d'assurance avec état de vérification coûteuse, initialement élaborée par Townsend (1979). Les deux auteurs se sont focalisés sur une question posée mais non entamée par Mookherjee et Png (1989). Notamment, que devraient être le taux de couverture et la probabilité d'audit lorsque ce dernier est aléatoire ? La caractérisation obtenue sous aversion absolue au risque constante est intuitive. La couverture d'assurance est nulle, lorsque le dommage est inférieur à

un certain seuil. Alors que, si le dommage excède ce seuil, l'assuré reçoit une indemnité avec franchise. Cette franchise est constante lorsque la déclaration est vérifiée, et disparaît lorsque les déclarations sont très élevées. En revanche, lorsque l'aversion absolue au risque est décroissante, à cause de l'effet de richesse, il est optimal d'appliquer une couverture positive pour les petites pertes, afin de pouvoir alléger l'intensité des contraintes d'incitation. Dans un tel cas, le taux de couverture doit être non monotone, ce qui confirme la conjecture de Mookherjee et Png (1989).

3.2. Le cadre d'analyse :

Le cadre d'analyse est similaire à celui représenté dans le paragraphe précédent avec audit déterministe. Essayons de rappeler brièvement les notations utilisées. Avant tout l'assureur offre un contrat d'assurance qui peut être accepté ou refusé par l'assuré. Si ce dernier accepte le contrat, le jeu se déroule comme suit. Tout d'abord, l'état de la nature se réalise. Aux états « perte », « pas de perte » sont associées les probabilités respectives π et $(1-\pi)$.

L'assuré peut ensuite choisir de faire une déclaration frauduleuse de façon à maximiser son espérance d'utilité, sachant qu'il peut être contrôlé.

En cas de perte, lorsque l'assuré subit un dommage $x = L$ avec une probabilité $q_{2/\pi}$, il n'a aucun intérêt à ne pas déclarer sa perte. L'audit est parfait et ne génère aucun coût pour l'assuré. Son seul comportement stratégique consiste alors à décider de frauder ou non en déclarant $d = M$ avec $M > L$. La stratégie de l'assuré est représentée par la probabilité β de frauder lorsque $x = L$ avec $0 \leq \beta \leq 1$.

S'il est honnête, il déclare $d = L$ à son assureur.

Lorsque l'assureur reçoit la déclaration $d = M$ ou $d = L$, il ne peut pas savoir si l'assuré est du type honnête ou fraudeur. Le seul moyen de le savoir est de vérifier cette déclaration. La stratégie de l'assureur est représentée par la probabilité λ de vérifier la déclaration de l'assuré, avec $0 \leq \lambda \leq 1$.

En cas de perte, si l'assuré fraude, déclare $d = M$, et l'assureur contrôle cette déclaration, l'audit est parfait, la fraude est détectée et l'assuré est sanctionné : Il paye la sanction S_1, avec S_1. Son utilité est alors égale à $u(w - P - L + I_M - S_1)$. Dans le cas où cette

déclaration n'est pas vérifiée, l'assureur lui verse l'indemnité (non méritée) I_M, ce qui lui procure une utilité égale à $u(w - P - L + I_M)$.

Si par contre, l'assuré décide de ne pas frauder, il subit le dommage x = L, et déclare la vérité (d = L) à son assureur. Ce dernier peut aussi procéder à une vérification de la déclaration. L'assuré reçoit l'indemnité d'assurance quelque soit la stratégie de l'assureur (audit ou pas d'audit). Son utilité sera dans les deux cas égale à $u(w - P - L + I_L)$.

De plus, si l'assuré se trouve face au deuxième risque de perte x = M, sa stratégie consiste à déclarer le dommage réel (d = M) à son assureur. Que ce dernier procède à une vérification ou pas de la déclaration, l'assuré reçoit l'indemnité I_M, qui lui procure une utilité $u(w - P - M + I_M)$.

Lorsque l'assuré ne subit pas de dommage x = 0, et il sait qu'il peut être contrôlé, il peut comme même décider de frauder. La fraude dans ce cas, consiste à déclarer un sinistre qui n'a en réalité jamais eu lieu. L'assuré fraudeur peut déclarer un faux sinistre à son assureur :

* soit il déclare d = L avec une probabilité α_L, telle que $\alpha_L \in [0,1]$;

* soit il déclare d = M avec une probabilité α_M, telle que $\alpha_M \in [0,1]$.

Lorsque l'assureur reçoit d = L ou d=M, il peut identifier le type de l'assuré (fraudeur ou honnête) en s'appuyant sur une expertise. S'il s'avère après vérification que l'assuré est fraudeur, l'assureur décide systématiquement de le sanctionner par S_2 pour la déclaration d = L et S_3 pour la déclaration d = M. L'utilité de l'assuré est dans le premier cas égale à $u(w - P + I_L - S_2)$ et dans le second cas égale à $u(w - P + I_M - S_3)$.

Mais si l'assureur ne vérifie pas la déclaration de l'assuré, il ne peut pas détecter la fraude. L'assuré reçoit une indemnité (non méritée) I_L s'il déclare d = L, ce qui lui procure une utilité $u(w - P + I_L)$. Il reçoit I_M, s'il déclare d=M et son utilité sera égale à $u(w - P + I_M)$ dans ce cas.

Si par contre, l'assuré est du type honnête, il ne fait pas de déclaration auprès de l'assureur lorsqu'il ne subit pas de sinistre. L'utilité de l'assuré s'écrit alors $u(w - P)$.

L'arbre de la figure 3 permet de résumer la structure du jeu :

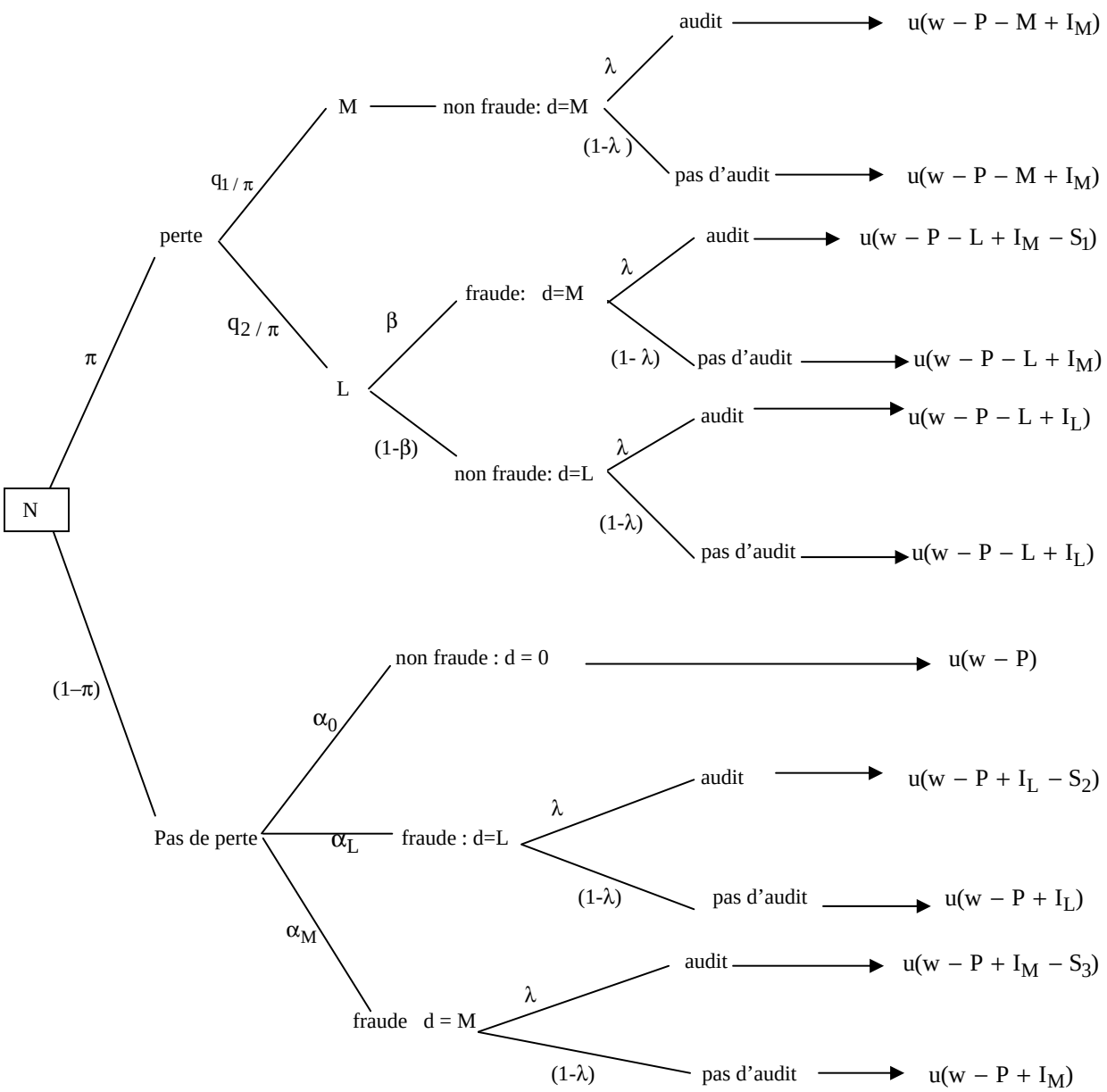


Figure.4: Les stratégies de fraude en cas d'audit aléatoire

3.3. Le contrat optimal en cas d'audit aléatoire :

Dans la majorité des analyses économiques fondées sur la théorie Principal-Agent, (voir Myerson, 1981 ; Harris et Townsend, 1981 ; Mookherjee et Png, 1989 ; Border et Sobel, 1987), les auteurs montrent qu'en se basant sur le *principe de Révélation*[40], le principal peut,

[40] Le principe de révélation stipule que le principale offre des contrats acceptés par l'agent (sous la contrainte de participation) et tels que l'agent sera toujours incité à révéler son information privée (Sous la contrainte d'incitation).

limiter l'ensemble des contrats possibles aux contrats révélateurs. Ces contrats sont dits *incitatifs*[41], et ils sont établis de telle sorte que l'agent soit toujours amené à révéler son information privée.

Lorsqu'il est possible pour l'assureur de s'engager sur toutes les clauses du contrat, notamment sur la fréquence de l'audit et la taille de la sanction, l'assuré ne se trouve plus devant une incertitude vis-à-vis du comportement de l'assureur. Par conséquent, lorsqu'il choisit sa déclaration optimale, il connaît parfaitement tous les termes du contrat, y compris ses chances d'être sanctionné s'il fraude. Nous définissons le contrat incitatif comme étant un contrat tel que, la meilleure stratégie de l'assuré est alors de déclarer l'état de perte réel et de révéler son information privée à l'équilibre.

Nous supposons que l'assureur propose un contrat révélateur (I, P, S, λ) qui spécifie pour chaque déclaration de dommage, une indemnité d'assurance qui ne dépend que de l'état de la nature (« perte » ou « non perte ») et de la probabilité de contrôle.

Le contrat d'assurance optimal est défini tel que l'espérance d'utilité de l'assuré soit maximisée sous les contraintes suivantes :

(1) l'assuré n'aura jamais intérêt à frauder

(2) le profit de l'assureur est toujours positif

Formellement, l'espérance d'utilité de l'assuré s'écrit:

$$
\begin{aligned}
EU = {} & \pi q_{1/\pi}\, u(w - P - M + I_M) + \pi q_{2/\pi}\, \beta \lambda\, u(w - P - L + I_M - S_1) \\
& + \pi q_{2/\pi}\, \beta (1 - \lambda)\, u(w - P - L + I_M) + \pi q_{2/\pi}(1 - \beta) u(w - P - L + I_L) \\
& + (1 - \pi)\alpha_0\, u(w - P) + (1 - \pi)\alpha_L \lambda\, u(w - P + I_L - S_2) + (1 - \pi)\alpha_L (1 - \lambda) u(w - P + I_L) \\
& + (1 - \pi)\alpha_M\, \lambda\, u(w - P + I_M - S_3) + (1 - \pi)\alpha_M (1 - \lambda)\, u(w - P + I_M)
\end{aligned}
$$

Ensuite, il faut noter que le système doit obéir au principe de rationalité individuelle de l'assuré. En effet, on doit ajouter à ce programme d'optimisation, la condition d'acceptation du contrat par l'assuré. Il s'agit de la contrainte de rationalité individuelle de l'assuré, représentée à l'aide de l'expression suivante : $EU \geq \overline{U}$

[41] Contrats incitatifs : contrats compatibles avec la contrainte d'incitation. Dans notre contexte, la contrainte d'incitation représente la contrainte pour laquelle l'utilité de l'assuré en cas de fraude n'est jamais supérieure à son utilité en cas d'honnêteté.

La contrainte de profit non négatif de l'assureur s'écrit:

$$P - [\pi q_{1/\pi} + \pi q_{2/\pi}\beta + \alpha_M(1-\pi)]I_M - [\pi q_{2/\pi}(1-\beta) + (1-\pi)\alpha_L]I_L$$
$$+ \pi q_{2/\pi}\beta\lambda S_1 + (1-\pi)\alpha_L\lambda S_2 + (1-\pi)\alpha_M\lambda S_3 - \lambda[\pi + (1-\pi)(\alpha_L + \alpha_M)]c \geq 0 \qquad \textbf{(CP)}$$

A cette contrainte de non-négativité des profits de l'assureur (CP) s'ajoute la contrainte incitative propre à la construction du contrat. Il s'agit d'une contrainte permettant de décentraliser l'information et d'inciter l'assuré à révéler toujours son information privée (ne pas frauder). La contrainte d'incitation (CI) s'écrit :

$$\pi q_{2/\pi}\beta\lambda u(w - P - L + I_M - S_1) + \pi q_{2/\pi}\beta(1-\lambda)u(w - P - L + I_M)$$
$$+ (1-\pi)\alpha_L\lambda u(w - P + I_L - S_2) + (1-\pi)\alpha_L(1-\lambda)u(w - P + I_L)$$
$$+ (1-\pi)\alpha_M\lambda u(w - P + I_M - S_3) + (1-\pi)\alpha_M(1-\lambda)u(w - P + I_M) \leq$$
$$\pi q_{1/\pi}u(w - P - M + I_M) + \pi q_{2/\pi}(1-\beta)u(w - P - L + I_L) + (1-\pi)\alpha_0 u(w - P) \qquad \text{(CI)}$$

Cette contrainte d'incitation signifie que l'espérance d'utilité de l'assuré s'il fraude n'est jamais supérieure à son espérance d'utilité s'il dit la vérité.

Nous avons bien défini toutes les équations permettant de mettre en place le programme d'optimisation. Le contrat d'assurance optimal $(\hat{P}, \hat{I}_L, \hat{I}_M, \hat{S}_1, \hat{S}_2, \hat{S}_3)$ maximise l'espérance d'utilité de l'assuré :

Max $\boldsymbol{EU}$

S/C ① Acceptation du contrat d'assurance par l'assuré : $EU \geq \overline{U}$

② Contrainte de participation de l'assureur (CP)

③ Contrainte d'incitation de l'assuré (CI)

④ La taille de la pénalité : $S \leq \overline{S}$

⑤ La probabilité d'audit $0 \leq \lambda \leq 1$

Cette formulation est équivalente au problème dual de la maximisation du profit de l'assureur sous la contrainte de participation ex ante de l'assuré (Voir Mookherjee et Png [1989]).

Les conditions de premier[42]ordre donnent :

$$1)\ \frac{\partial L}{\partial P} = 0 \qquad 2)\ \frac{\partial L}{\partial I_L} = 0 \qquad 3)\ \frac{\partial L}{\partial I_M} = 0 \longrightarrow u'(w - P) = \frac{\theta_1}{1 + \theta_2}$$

$$(4)\ \frac{\partial L}{\partial S_1} = 0 \Rightarrow \quad u'(w - P - L + I_M - S_1) = \frac{\theta_1}{1 - \theta_2}$$

$$(5)\ \frac{\partial L}{\partial S_2} = 0 \Rightarrow \quad u'(w - P + I_L - S_2) = \frac{\theta_1}{1 - \theta_2}$$

$$(6)\ \frac{\partial L}{\partial S_2} = 0 \Rightarrow \quad u'(w - P + I_M - S_3) = \frac{\theta_1}{1 - \theta_2}$$

La résolution de ce problème permet de conclure que :

$S_3 = I_M - I_L + S_2$ **si** $I_M > I_L$. Nous obtenons que $S_3 > S_2$ et ceci nous permet d'écrire la proposition suivante :

⇨***Proposition 4 :***

Il est optimal

i) d'expertiser les sinistres avec une probabilité inférieure à 1 si, après expertise, on peut pénaliser l' assuré ;

ii) d'imposer des pénalités plus que compensatoire des indemnités payées aux assurés (Plus l'assureur indemnise plus il a intérêt à augmenter les sanctions) ;

iii) d'accroître les sanctions lorsque l'ampleur de la fraude[43] est importante.

---

[42] Le Lagrangien du programme s'écrit alors :

$$L(P, S_1, S_2, S_3, c, I_L, I_M, \theta_1, \theta_2) =$$

$$EU - \theta_1 \begin{Bmatrix} [\pi q_{1/\pi} + \pi q_{2/\pi}\beta + \alpha_M(1-\pi)]I_M + [\pi q_{2/\pi}(1-\beta) + (1-\pi)\alpha_L]I_L \\ - \pi q_{2/\pi}\beta\lambda S_1 - (1-\pi)\alpha_L\lambda S_2 - (1-\pi)\alpha_M\lambda S_3 + \lambda[\pi + (1-\pi)(\alpha_L + \alpha_M)]c - P \end{Bmatrix}$$

$$- \theta_2 \begin{Bmatrix} \pi q_{2/\pi}\beta\lambda u(w - P - L + I_M - S_1) + \pi q_{2/\pi}\beta(1-\lambda)u(w - P - L + I_M) \\ + (1-\pi)\alpha_L\lambda u(w - P + I_L - S_2) + (1-\pi)\alpha_L(1-\lambda)u(w - P + I_L) \\ + (1-\pi)\alpha_M\lambda u(w - P + I_M - S_3) + (1-\pi)\alpha_M(1-\lambda)u(w - P + I_M) \\ - \pi q_{1/\pi}u(w - P - M + I_M) - \pi q_{2/\pi}(1-\beta)u(w - P - L + I_L) - (1-\pi)\alpha_0 u(w - P) \end{Bmatrix}$$

[43] $S_3 = S_1 + L$ donc $S_3 > S_1$: S_3 représente la sanction en cas de non perte et lorsque l'assuré déclare un dommage M à l'assureur (x=0 et d=M). S_1 représente la sanction en cas de perte et lorsque l'assuré augmente le montant du dommage lors de sa déclaration de sinistre (x = L et d = M). Nous pouvons également conclure que plus la différence entre la perte réelle et la déclaration de l'assuré est grande (M–0 > M–L) plus la sanction est grande $S_3 > S_1$.

Il est intéressant d'ajouter, qu'en cas de non perte, pour dissuader l'assuré de frauder, il faut que le montant de la sanction dépasse le montant de l'indemnité d'assurance espérée. En effet, si $S_2 = I_L$ ou $S_3 = I_M$ (refus d'indemnisation), l'assuré choisit de frauder, puisque la détection de la fraude ne lui fait rien perdre, il tentera ses chances et déclare une perte qui n'a en réalité jamais existé pour récupérer une indemnité non méritée s'il ne sera pas pris par l'assureur.

En cas de perte, nous trouvons que $I_M - S_1 < L$. L'indemnité d'assurance nette de la sanction est partielle, le contrat optimal est donc un contrat à couverture partielle[44].

⇨***Proposition 6 :***

Quelque soit la stratégie de fraude de l'assuré, déclaration de faux sinistre ou exagération du montant de dommage, une police d'audit aléatoire optimale, doit :

i) pénaliser la fraude par une amende croissante en fonction de l'ampleur de la fraude ;

ii) appliquer une sanction assez importante pour compenser les indemnités payées ainsi que le coût d'audit ;

iii) offrir une couverture d'assurance partielle.

Si nous considérons maintenant que l'assuré est indifférent entre frauder et dire la vérité, alors la contrainte d'incitation sera vérifiée en égalité. Nous pouvons écrire que :

$$\pi q_{2/\pi} \beta \lambda u(w - P - L + I_M - S_1) + \pi q_{2/\pi} \beta (1-\lambda) u(w - P - L + I_M)$$
$$+ (1-\pi)\alpha_L \lambda u(w - P + I_L - S_2) + (1-\pi)\alpha_L (1-\lambda) u(w - P + I_L)$$
$$+ (1-\pi)\alpha_M \lambda u(w - P + I_M - S_3) + (1-\pi)\alpha_M (1-\lambda) u(w - P + I_M) =$$
$$\pi q_{1/\pi} u(w - P - M + I_M) + \pi q_{2/\pi} (1-\beta) u(w - P - L + I_L) + (1-\pi)\alpha_0 u(w - P)$$

---

[44] La comparaison des issues de fraude avec celle de non fraude nous permet d'écrire les résultats suivants :

*) $u'(w - P) < u'(w - P - L + I_M - S_1)$ donc $u(w - P) > u(w - P - L + I_M - S_1)$ puisque $u'' < 0$. D'où $S_1 > I_M - I_L$

*) $u'(w - P) < u'(w - P + I_L - S_2)$ donc $u(w - P) > u(w - P + I_L - S_2)$ puisque $u'' < 0$. D'où $S_2 > I_L$

*) $u'(w - P) < u'(w - P + I_M - S_3)$ donc $u(w - P) > u(w - P + I_M - S_3)$ puisque $u'' < 0$. D'où $S_3 > I_M$

soit $\overline{\lambda}$ la probabilité d'audit qui vérifie cette égalité :

$$\overline{\lambda} = \frac{\pi q_{1/\pi} u(w - P - M + I_M) + \pi q_{2/\pi}\begin{bmatrix}(1-\beta)u(w - P - L + I_L) \\ -\beta u(w - P - L + I_M)\end{bmatrix} + (1-\pi)\begin{bmatrix}\alpha_0 u(w - P) \\ -\alpha_L u(w - P + I_L) \\ -\alpha_M u(w - P + I_M)\end{bmatrix}}{\pi q_{2/\pi}\beta\begin{bmatrix}u(w - P - L + I_M - S_1) \\ -u(w - P - L + I_M)\end{bmatrix} + (1-\pi)\alpha_L\begin{bmatrix}u(w - P + I_L - S_2) \\ -u(w - P + I_L)\end{bmatrix} + (1-\pi)\alpha_M\begin{bmatrix}u(w - P + I_M - S_3) \\ -u(w - P + I_M)\end{bmatrix}}$$

$\overline{\lambda}$ est la probabilité d'audit pour laquelle l'assuré est juste indifférent entre frauder et dire la vérité. Cette probabilité représente le rapport entre le gain à frauder en terme d'utilité lorsque l'assureur ne procède pas à un audit et la désutilité liée à la fraude si un audit est effectué. Il s'agit d'une « probabilité seuil » en dessous de laquelle, il n'est pas possible que l'assuré soit honnête. Comme le montrent dans leurs travaux, Polinski et Shavell (1979), cette probabilité ne peut exister que lorsque la taille de la sanction est limitée. Sah (1991) utilise la dénomination « gain relatif à frauder ». Il montre également, que plus la sanction est sévère ou plus l'indemnité est grande, plus ce ratio est faible.

Dans notre modèle $\frac{\partial \overline{\lambda}}{\partial I_M} > 0$ et $\frac{\partial \overline{\lambda}}{\partial I_L} > 0$, nous pouvons par conséquent, conclure que :

⇨ ***Proposition 7 :***

L'accroissement du gain de la fraude dû à l'accroissement de l'indemnité d'assurance, entraîne l'augmentation de $\overline{\lambda}$.

Cette proposition souligne l'idée qu'il devient de plus en plus difficile à l'assureur d'empêcher l'assuré de faire une déclaration frauduleuse, lorsque le gain à frauder augmente. Dans ce cas, il faut augmenter la fréquence d'audit.

De plus, $\frac{\partial \overline{\lambda}}{\partial S_1} > 0, \frac{\partial \overline{\lambda}}{\partial S_2} > 0$ et $\frac{\partial \overline{\lambda}}{\partial S_3} > 0$. Ce qui confirme que :

⇨***Proposition 8 :***

A probabilité d'audit fixée, augmenter le niveau de la sanction permet de réduire le niveau de fraude.

Nous retrouvons ainsi, le résultat de Becker (1968) : parce que l'audit est parfait, il est possible de dissuader l'agent d'accomplir un acte criminel en le menaçant d'une sanction extrême avec une fréquence d'audit très faible.

3.4. Sanction et répression :

Il existe de nombreux scénarios dans lesquels l'assuré arrive à manifester un comportement frauduleux lors de la déclaration du sinistre, ce qui lui permet d'en retirer un profit à la perception de l'indemnité. L'assureur se doit donc de détecter et de sanctionner ces comportements dont les conséquences financières sont néfastes. L'objectif central de ce dernier paragraphe est d'analyser les problèmes de répression ainsi que les différentes réflexions théoriques relatives à l'effet dissuasif des sanctions. Au-delà de la fraude en assurance, on rejoint ici d'autres domaines d'analyse tels que l'évasion fiscale et les comportements criminels. Becker (1968) est le premier à avoir analysé l'impact des mesures répressives sur le comportement criminel des individus. L'auteur a supposé que ces derniers sont rationnels, et a conclu que la stratégie optimale, à l'égard de toute forme de criminalité, consiste à adopter des sanctions dissuasives, associées à une fréquence de contrôle faible, mais suffisante pour que personne ne se sente totalement à l'abri des contrôles. Pour lui, il est moins coûteux pour la compagnie d'infliger des sanctions sévères que d'effectuer des contrôles fréquents.

Sur le même sujet, Border et Sobel (1987) proposent de sanctionner toute tentative de fraude (fausse déclaration de revenu) et de récompenser en contrepartie toute déclaration honnête par le biais des rabais. Cette proposition incite l'agent honnête à préférer que sa déclaration soit contrôlée. En effet, les agents honnêtes peuvent être récompensés aussi, par une probabilité de contrôle faible permettant d'économiser les coûts d'audit. Ainsi, si le principal veut maximiser son revenu espéré net, il doit alors payer de fortes récompenses avec de faibles probabilités.

De plus, certains travaux montrent que, si certains types d'agents disent toujours la vérité sans tenir compte de la contrainte d'incitation (sont honnêtes par nature), tandis qu'il est impossible pour le principal d'observer directement cette honnêteté, alors les autres contribuables peuvent trouver qu'il est optimal de tricher, malgré les conséquences encourues lors de la découverte de leur malhonnêteté.

Face à ce problème, le gouvernement peut fixer une pénalité pour résoudre le problème principal-agent et ceci en baissant l'utilité du fraudeur. Cette approche implique que la pénalité tend vers l'infini plus vite que la tendance de la probabilité d'audit vers zéro. Pour plus de détails voir Becker (1968) et Ehrlich (1972).

Contrairement à Becker (1968) et Ehrlich (1972), Boyer et Schiller (2003) ne supposent pas que la pénalité est infinie et par conséquent, la probabilité d'audit tend vers zéro. Ce sont ainsi, les juristes et les juges qui fixent cette pénalité, et donc sa taille ne peut être explicite dans le contrat. Toutefois, dans ce cas la fraude peut ne pas être considérée comme un véritable crime. Cummins et Tennyson (1996) présentent une étude où la fraude est admise comme un acte acceptable. Weisberg et Derrig (1991) trouvent que uniquement 2,6% des sinistres frauduleux impliquent suffisamment de preuves pour être jugés par la loi.

Plus particulièrement, Andreoni (1991) considère le cas où les erreurs judiciaires peuvent être commises par un juge devant décider de condamner ou non, au delà de tout doute raisonnable, un accusé. Il montre que les pénalités maximales uniformes (c-à-d identiques quelque soit l'ampleur du crime), peuvent encourager le crime plutôt que le contraire. Il en déduit que le niveau de la sanction doit dépendre de l'ampleur du crime.

En revanche, d'après Crocker et tennyson (2002) les pénalités légales associées aux sinistres frauduleux sont non triviales. Dans leur étude, effectuée au « Insurance Fraud Bureau of Massachusetts », à la période 1991 et 1999, Derrig et Zicko (2000) trouvent que pour 3,1 cas des sinistres suspects, uniquement 1,9 qui ont été poursuivis. Par contre pour Cremer, Marchand et Pestieau (1990), laisser une partie du crime non punie s'avère optimal. En effet, cette proposition implique un niveau de bien être plus élevé que celui résultant d'une mise en vigueur totale.

De plus, Weisber et derrig (1991) montrent que, uniquement une très petite proportion des sinistres soupçonnés de fraude (2,6%) est poursuivie. Pour eux, la lutte contre la fraude est plus efficace lorsqu'il s'agit d'expertise et d'investigation que de poursuite des criminels. Egalement, selon Boyer et Schiller (2003), la création d'un bureau spécialisé de suspicion des sinistres (CSIC : Coordinated Suspicious Insurance Claims bureau) représente le moyen le plus efficient pour atteindre de tels objectifs. Pour Crocker et Tennyson (1999), en pratique, les assureurs sont contraints par le respect des pénalités qu'ils peuvent unilatéralement imposer aux fraudeurs. Cependant, le recours aux négociations des indemnités représente un moyen de dissuasion efficace pour combattre la falsification des sinistres.

Section 4 : Les extensions théoriques

4.1. L'implémentation de la stratégie d'audit optimale : le « scoring »

Dionne, Giuliano et Picard (2003, 2005) ont défini le « scoring », comme étant une méthodologie ou un instrument d'implémentation de la stratégie d'audit optimale. Cette approche de « scroring » se base sur le modèle de Tonnsend (1979) et Gale et Hellwig (1985) concernant l'audit déterministe au sein du paradigme d'état de vérification coûteuse, et qui diffère de l'approche d'audit aléatoire : le « scoring » permet de savoir si la déclaration doit faire l'objet d'investigations plus approfondies. Par exemple, « Moody's Investors Service » (2000) a développé le modèle de « RiskClac » pour les firmes privées. Dans ce modèle, on utilise des variables financières pour accéder aux risques de carence des clients en se servant du moyen informatique en ce qui concerne les scores des individus. Ce type de modèle peut de même être appliqué pour la modélisation des crédits octroyés par les consommateurs (Dionne et al., 1996) et pour les décisions d'audit prises par les firmes en ce qui concerne l'élaboration de projet d'investissement ou de la valeur résiduelle d'une firme en faillite.

L'objectif de Dionne, Giuliano et Picard est de formuler un model d'audit optimal qui est étroitement relié aux procédures d'audit utilisées en pratique par les assureurs, par les banquiers ou par les administrations fiscales. Notamment, ils veulent montrer que la méthode de « scoring » représente un élément essentiel de la stratégie optimale d'audit. Elle permet de savoir quand est ce qu'un audit doit être effectué selon les signaux reçus.

La fraude à l'assurance représente un cas privilégié pour l'étude de la théorie d'audit optimal et en particulier, de la méthode de « scoring ». Récemment, les analyses économiques de la fraude à l'assurance ont été développées selon deux catégories :

- La première approche est théorique ; ses fondations remontent à la théorie d'audit optimal. Elle vise à analyser la stratégie des assureurs en cas de sinistres frauduleux (voir Picard, 2000). Cette première approche se focalise essentiellement sur les questions suivantes : Que doit être la fréquence d'audit optimale et comment les opportunistes réagissent-ils face à la stratégie d'audit ? Quelle est la conséquence de la fraude potentielle sur la caractérisation du contrat d'assurance, et spécialement sur l'indemnité d'assurance? Quel est l'effet dissuasif de la police d'audit ?

Il s'agit d'une approche fondée sur le paradigme d'état de vérification coûteuse, où les assurés détiennent l'information privée en ce qui concerne leurs pertes et les assureurs peuvent vérifier les sinistres en supportant un coût d'audit. Ces modèles s'intéressent aux effets de dissuasion des stratégies d'audit et aux conséquences de la fraude sur les contrats d'assurance. Des hypothèses importantes ont été fondées sur la possibilité pour les assureurs de s'engager dans une police d'audit ainsi que sur la capacité des fraudeurs à manipuler les coûts d'audit et à rendre la vérification des sinistres plus difficile (Crocker et Morgan, 1998 ; Townsend, 1979 ; Crocker et Tennyson, 1999 et Picard, 1996, 2000).

- La seconde catégorie est plutôt statistique. Elle se focalise sur la significativité de la fraude dans les portefeuilles d'assurance et en particulier, comment la fraude peut être détectée. Elle vise aussi à étudier les mécanismes de détection automatique qui permettent de minimiser les coûts de fraude. Pour plus de détails, voir Derrig (2002) et Dionne (2000). Et voir aussi Dionne et Gagné (2001, 2002), Derrig et Weisberg (2003), Artis et al. (2002) et Crocker et Tennyson (2002) pour les différentes applications économétriques. Ainsi, la méthode de « scoring » représente l'un des éléments clefs de cette approche statistique.

Comme le démontre Derrig (2002) et Tennyson et Salmsa-Forn (2002), lorsqu'il existe des soupçons de fraude, les sinistres sont toujours traités selon une procédure à deux étapes : après vérification minutieuse, le dommage est soit remboursé suivant la démarche d'indemnisation habituelle, soit il fera l'objet d'investigation plus approfondie. Cette investigation peut prendre différentes formes : se référer à une unité d'investigation spéciale, chercher des témoignages enregistrés ou des avoues donnés avec serment de la part de l'assuré ou d'un témoin à l'accident, ou encore faire des enquêtes sur place.

Encore plus, Dionne, Giuliano et Picard (2003) ont voulu établir la liaison entre ces deux branches de la littérature économique. Ils ont construit un modèle basé sur le paradigme d'état de vérification coûteuse et qui présente une stratégie d'investigation similaire à la méthode de « scoring ». Ils ont formulé une hypothèse importante concernant l'accès des assureurs à l'information : Ils supposent que les assureurs sont capables de percevoir des signaux relatifs aux sinistres frauduleux. De plus, les auteurs considèrent que les assurés ne peuvent ni observer ni manipuler ces signaux, car les assureurs les gardent avec discrétion. En utilisant les donnés d'une compagnie d'assurance européenne importante, en assurance automobile, les

auteurs arrivent à calibrer leur modèle et dégager la stratégie d'audit optimale[45]. Ils confirment en conclusion que leur analyse procure une procédure facile et automatique pour la détection de la fraude à l'assurance. Ils prouvent dans leur partie empirique i) qu'ils sont capables de calculer un indice critique de suspicion[46] ; ii) que si l'assureur implémente cette stratégie d'audit, alors 68% des sinistres frauduleux sont audités et uniquement 4% des sinistres non frauduleux seront vérifiés ; iii) que l'assureur qui applique cette méthode peut sauver plus que 22 millions d'euros alors qu'il a déjà payé 51 millions d'euros pour les sinistres frauduleux.

4.2. Falsification et difficulté de l'audit :

La lutte contre la fraude à l'assurance représente l'occupation majeure des compagnies d'assurance. Ces dernières essaient avec tous leurs moyens de réduire l'incidence des sinistres frauduleux, vu les coûts prohibitifs qu'ils impliquent. Les assureurs ont par conséquent adopté des lois et des procédures de plus en plus sévères et ont consacré le maximum de leurs ressources pour pouvoir cerner et dissuader ce phénomène à travers l'audit et les investigations approfondies.

Généralement on distingue deux types de stratégies adoptées par les assureurs pour réduire l'incidence des sinistres frauduleux. La première consiste à auditer les sinistres qui présentent des caractéristiques observables de la fraude potentielle et à éliminer ceux jugés non valides. Selon Crocker et Tennyson (2002), lorsqu'il est possible de mener des audits coûteux et des investigations, et de sanctionner les fraudeurs par refus d'indemnisation, on peut dire que les assureurs disposent de moyens efficaces pour réduire les coûts de fraude. Désormais, lorsqu'il s'agit d'accidents à caractéristiques physiques non observables, la procédure d'audit devient plus difficile à réaliser et perd son effet dissuasif. Cette éventualité implique la nécessité de la seconde catégorie de stratégie de lutte contre la fraude. Il s'agit de la sous-indemnisation des sinistres, qui représente un moyen efficace pour dissuader les gens sinistrés d'investir dans des activités privées et coûteuses désignées à gonfler les dommages.

[45] Les auteurs montrent que la stratégie d'audit optimale, prend la forme de ce qu'ils appellent « red flags strategy » qui consiste à se référer à une unité d'investigation spéciale lorsque certains indices de fraude sont observés. La classification des indices de fraude correspond à un ordre croissant des probabilités de fraude, et une telle stratégie parait optimale lorsque la police d'investigation est contrainte par le budget.

[46] Indice de suspicion : seuil à partir duquel toute déclaration doit être auditée.

L'aggravation du phénomène de fraude se distingue notamment dans le secteur d'assurance vie et ceci pour deux raisons essentielles. D'une part, apporter la bonne preuve est très difficile du coup où l'on atteint à un domaine sensible de la santé et de la vie privée. En effet, le secret médical représente un obstacle devant les enquêtes effectuées pour vérifier les sinistres. D'autre part, l'observation physique du dommage est parfois difficile voir impossible. A titre d'exemple on peut citer les sinistres liés aux accidents automobiles, de vol ou d'incendie. En particulier, dans le domaine de la santé, les experts n'arrivent pas facilement à distinguer les vrais malades ou même à diagnostiquer la maladie.

Ce sujet a été très bien apprécié par les théoriciens. Dans ce domaine, nous pouvons citer les travaux de Dionne et St Michel (1991) et Dionne et al. (1992) qui ont effectué des études économétriques sur l'assurance du travail. Les auteurs ont montré que la fraude qui consiste à exagérer la gravité de la maladie est très fréquente surtout pour les cas difficiles à diagnostiquer. Cette littérature nous fait inspirer une étude importante, qui doit côtoyer l'analyse du phénomène de fraude. Notamment, il s'agit de mettre l'accent sur la qualité de l'audit et la difficulté d'apporter la bonne preuve à la fraude. Par la falsification, les assurés réussissent à rendre l'activité de contrôle difficile et imparfaite. Sur ce sujet, Puelz et Snow (1995) s'intéressent à l'analyse du problème de la fraude à l'assurance avec audit imparfait. Ils supposent que l'assureur a le choix entre deux techniques d'audit toutes les deux imparfaites. Les auteurs montrent que l'assureur utilise la technique la plus fiable, mais aussi la plus coûteuse, pour des dommages importants et d'autres techniques pour des dommages plus faibles. Baron et Besanko (1984) et Laffont et Tirole (1986) présentent des modèles dans lesquels l'audit est possible mais ne peut pas être effectué parfaitement.

Comme nous l'avons déjà mentionné dans les paragraphes précédents, les analyses économiques traitant le problème de fraude avec possibilité d'audit sont dichotomisées en deux paradigmes différents, « l'état de vérification coûteuse » et « l'état de falsification coûteuse ».

Le premier paradigme a été étudié au début par Townsend (1979) et a été récemment repris dans un contexte d'assurance par Dionne et Viala (1992), Kaplow (1994) et Bond et Crocker (1997). Ce paradigme stipule qu'uniquement l'assuré est informé de l'état de perte actuel et l'assureur ne peut observer cette perte qu'en supportant un coût d'audit fixe. L'assureur peut ainsi éliminer l'avantage informationnel de l'assuré mais en réservant une partie de ses ressources au coût de vérification. Le problème central de cette littérature est de trouver la façon la plus efficiente à accorder à la stratégie de contrôle coûteuse.

Le deuxième paradigme : « état de falsification coûteuse » auquel on s'intéresse dans ce paragraphe, consiste à ce qu'il n'existe pas de technologie de contrôle implémentée par l'assureur pour apaiser cette asymétrie d'information. L'hypothèse centrale sur laquelle est basée cette analyse initiée par Lacker et Weinberg (1989) et récemment approfondie par Crocker et Morgan (1998) et Crocker et Tennyson (2002), est que l'information privée détenue par l'assuré est inaltérable. L'état de falsification coûteuse peut survenir puisque l'assuré est capable de supporter des coûts afin de créer un sinistre observable et dont le montant excède celui du dommage réel. Dans ce contexte, un contrat efficient doit permettre d'arbitrer entre l'utilité de l'assurance (pour faire correspondre les indemnités aux dommages) et l'incitation des assurés à ne pas falsifier les sinistres. Lacker et Weinberg (1989) ont étudié les contrats d'assurance optimaux avec possibilité de falsification des dommages par les assurés. Ils ont montré qu'à l'optimum, le contrat d'assurance peut en général pousser à la falsification, mais pour les niveaux de dommages élevés, les assurés n'ont pas intérêt à falsifier. Crocker et Tennyson (1999) se sont intéressés aux contrats d'assurance optimaux correspondants à ce type de problème informationnel. Leur modèle est fondé sur l'approche de Crocker et Morgan (1998). En effet, les auteurs ont étudié la structure d'un contrat optimal en présence d'état de falsification coûteuse. Ils ont présenté les prédictions théoriques du modèle qu'ils ont testé à travers les donnés des sinistres corporels en assurance automobile. Le résultat central de leur étude, est qu'en cas de falsification, le contrat d'assurance optimal doit impliquer la surcompensation des petits sinistres et le sous-paiement des grands sinistres. En plus, ils ont trouvé que tous les assurés, sauf ceux avec les plus petits sinistres ou les plus grands sinistres, s'engagent dans des manœuvres de falsification. Dans la partie empirique, les auteurs prouvent que l'assurance automobile représente un domaine privilégié pour l'établissement des actes de fraude et l'exagération des sinistres, comme le démontre aussi d'autres travaux empiriques sur le sujet (Mooney et Salvatore, 1990 ; Weisberg et Derrig, 1991 ; Cummins et Tennyson, 1996 ; Abrahamse et Carroll, 1998, Dionne et Gagné, 1997). Il est de même montré que les accidents corporels en assurance automobile sont particulièrement exposés à la fraude surtout à cause des incitations impliquées par les demandes des dommages-intérêts (Weisberg et Derrig, 1991 ; et Cummins et Tennyson, 1992). D'autre part, le résultat le plus important de Crocker et Tennyson (1999) est de montrer que le modèle d'état de falsification coûteuse est plus approprié que le modèle d'état de vérification coûteuse pour mieux expliquer le contexte d'assurance automobile. En effet, ils trouvent qu'il est difficile en pratique d'identifier les sinistres frauduleux ou exagérés, et il est par conséquent extrêmement difficile de prouver la fraude. De surcroît, l'utilisation d'une

approche basée sur la négociation des indemnités peut avoir un effet dissuasif important comme elle peut représenter la meilleure solution adaptée à ce genre de problème (voir Lacker et Weinberg, 1989 ; Crocker et Tennyson, 1999 et Crocker et Morgan, 1998). Dans leurs travaux, ces auteurs suggèrent que la meilleure façon d'étudier le phénomène de fraude est d'établir un modèle où l'agent peut cacher le vrai état de nature, mais à un certain coût. Ce type d'approche implique l'existence de quelques degrés de fraude à l'équilibre.
En particulier, Lacker et Weinberg (1989) étudient les arrangements optimaux de partage de risque entre deux agents, (le premier est neutre au risque et le second est averse au risque) sous la contrainte de la capacité de l'agent 2 à falsifier le dommage à un certain coût. Ils montrent que les contrats de non-falsification optimaux sont dominés par des contrats qui impliquent quelques degrés de falsification.

Plus récemment, Crocker K.J. et Tennyson S. (2002) ont réalisé une étude empirique sur l'assurance automobile et portant sur la fraude avec possibilité de falsification coûteuse. Les auteurs ont développé un modèle visant à déterminer l'indemnisation optimale. Leur modèle suit celui de Crocker et Morgan (1998) qui caractérisent les contrats d'assurance optimaux dans un contexte où l'assuré peut s'engager dans une stratégie de falsification coûteuse pour pouvoir augmenter le montant du dommage réel. Crocker et Tennyson considèrent que l'assuré subit une perte assurable dont l'ampleur représente une information privée[47]. L'assureur peut observer uniquement la taille du dommage, qui peut être plus grande que celle du sinistre réel et ceci lorsque l'assuré peut choisir d'investir dans des frais de falsification pour gonfler le montant de la perte. Face aux sinistres frauduleux, l'assureur doit choisir une stratégie de remboursement, qui consiste en un « profil d'indemnisation » lié à la taille du dommage. La stratégie d'indemnisation optimale implique un conflit entre les tentatives de l'assureur (à travers la sous-indemnisation) pour dissuader les assurés de falsifier et le désir de l'assureur d'éviter les coûts causés par le litige concernant ce sous-paiement. En effet, l'objectif de ce papier est d'étudier le sous-paiement des sinistres comme étant un mécanisme de dissuasion de la fraude. Ainsi, les auteurs considèrent un contexte dans lequel les assureurs font face à des assurés sinistrés qui investissent des ressources pour falsifier les dommages et les rendre plus élevés. Ils arrivent à la conclusion que lorsque les sinistres peuvent être dichotomisés en deux catégories avec des coûts de falsification différents, alors

[47] Le paradigme d'état de falsification coûteuse adopté par Crocker et Tennyson (2002) suppose que l'asymétrie d'information (l'ampleur de la perte actuelle) est inaltérable, à l'encontre de l'approche d'audit (état de vérification coûteuse) qui permet à l'agent non informé d'obtenir cette information privée en supportant un coût d'audit.

la stratégie d'indemnisation optimale consiste en une indemnité d'assurance élevée pour une certaine classe de sinistres et basse pour l'autre. Systématiquement, il s'agit de sous payer les gens ayant des frais de falsifications bas. Pour approfondir leur analyse, les auteurs se sont orientés vers l'étude des données concernant les indemnités d'assurance des accidents corporels en assurance automobile. Ils ont trouvé que la catégorie de sinistres jugés faciles à falsifier et susceptibles à l'inflation, est systématiquement sous-compensée en comparaison avec la catégorie de sinistres difficiles à falsifier. Ce travail est étroitement lié à certains travaux antérieurs de la littérature sur l'assurance et les litiges entre les contractants. En effet, Cooter et Rubinfeld (1989) représentent une vue d'ensemble sur les différentes approches traitant ce problème. Plus récemment, des études empiriques effectuées par Farber et White (1991) ont porté sur l'effet de la qualité des soins médicaux sur la responsabilité des mauvaises pratiques. A cet égard, Kessler (1995) s'est intéressé à l'étude de l'effet de la négligence sur les indemnités. Il a utilisé des données sur les indemnisations en assurance automobile et a trouvé que les remboursements sont plus élevés en cas de négligence relative qu'en cas de négligence contributive (faute de la victime). D'autre part, Sykes (1996) a étudié l'impact de la mauvaise foi et a montré que les litiges coûteux peuvent servir comme procédure de sélection pour l'assureur l'aidant à identifier les sinistres frauduleux. Le contexte considéré, est celui dans lequel les experts peuvent construire des soupçons de fraude sur la base de certaines caractéristiques spécifiques des sinistres. En supposant que l'assureur est contraint de couvrir complètement le dommage ou refuser de l'indemniser totalement, Sykes montre que la stratégie optimale de l'assureur est de refuser les sinistres soupçonnés avec une probabilité positive, et que le litige coûteux amenant parfois à refuser des vrais sinistres qui sont soupçonnés par erreur, peut contraindre la proportion de sinistres rejetés. Dans notre contexte, ceci signifie que les fraudeurs peuvent supporter des frais de falsification pour valider leurs sinistres.

Conclusion et Discussion :

L'objectif de ce chapitre est de présenter les différentes approches théoriques qui ont traité le phénomène de fraude à l'assurance avec possibilité d'audit. L'hypothèse centrale sur laquelle se focalisent ces études, est celle liée au problème d'asymétrie d'information entre l'assureur et l'assuré. En effet, la réalisation et/ou l'ampleur du dommage représente une information privée pour l'assuré, et l'assureur ne peut obtenir cette information qu'en s'appuyant sur une

procédure d'audit. L'activité d'audit revêt généralement deux formes différentes : l'audit déterministe et l'audit aléatoire. La première forme représente le fait que toute déclaration de sinistre soit systématiquement vérifiée par l'assureur, alors que la seconde forme implique le fait que l'assureur choisit une probabilité d'audit avec laquelle il s'engage à contrôler les dommages. La littérature sur ce sujet fait utilisation intensive de la théorie des jeux pour formaliser le problème et les relations entre les deux contractants sont décrites à partir d'un modèle simple de la théorie des contrats à savoir le modèle principal agent. De plus, la majorité des modélisations sont fondées sur le paradigme d'état de vérification coûteuse qui stipule, que l'assureur supporte des coûts généralement fixes pour contrôler les déclarations. Une hypothèse alternative et à laquelle se sont intéressés plusieurs auteurs est celle portant sur le problème d'engagement de l'assureur dès la signature du contrat dans une stratégie d'audit crédible. Il est ainsi montré qu'en cas de non engagement, le problème principal-agent ne peut être résolu et qu'à l'équilibre il existe toujours quelques degrés de fraude. La solution proposée par les théoriciens est de déléguer le pouvoir d'investigation à un organisme commun à toutes les compagnies d'assurance. Ainsi, l'action collective permet d'apaiser ce problème de fraude et de dissuader l'évasion. Le programme d'optimisation repose sur la maximisation de l'utilité espérée de l'assuré sous la contrainte de participation de l'assureur, la contrainte d'incitation de l'assuré et les contraintes de faisabilité du contrat. Comme illustration des différentes modélisations de notre revue de littérature, nous avons mis en œuvre deux modèles: celui avec audit déterministe et celui avec audit aléatoire. Nous avons montré que le refus d'indemnisation n'est pas suffisant pour éliminer la fraude. Il est donc indispensable de sanctionner le fraudeur par une amende croissante en fonction du degré de fraude. En cas d'audit aléatoire, nous avons montré de plus, que l'assurance partielle est optimale. Nos résultats sont similaires principalement à ceux de Picard (1999) et Mokherjee et Png (1989).

Il existe encore un deuxième courant de pensées qui s'est focalisé sur le paradigme d'état de falsification coûteuse. Ce deuxième paradigme suppose que l'assuré peut investir dans une activité de falsification afin de rendre l'activité d'audit plus difficile. L'assureur ne peut, par conséquent, détecter la fraude avec certitude. L'audit est dans ce cas dit imparfait : la fraude n'est pas systématiquement détectée lorsqu'un audit est mené.

L'étude bibliographique des différentes approches théoriques traitant le problème de fraude et d'audit va nous servir de base pour notre prochain travail, dans lequel nous modélisons la fraude dans un contexte d'audit (parfait et imparfait).

Introduction Générale:

Combattre la fraude à l'assurance représente un problème majeur qui concerne l'ensemble des sociétés d'assurance. En effet, l'accent est mis non seulement sur la quantification de ce phénomène mais surtout sur la gestion et le contrôle de cette fraude. Un courant de travaux récents s'est intéressé à l'analyse du contrôle de la fraude en lien avec les possibilités d'investigation (voir Picard, 1996 ; Boyer, 2000 et Schiller, 2003). Tandis qu'une majorité de cette littérature a pris comme point de départ, l'asymétrie d'information entre l'assureur et l'assuré en s'appuyant sur le principe de révélation (voir Townsend, 1979 ; Mookherjee et Png, 1989 et Bond et Crocker, 1997). En particulier, lorsque les assurés détiennent l'information privée en ce qui concerne leurs dommages, les contrats d'assurance doivent souvent impliquer des procédures d'expertise permettant aux assureurs de vérifier l'ampleur et la survenance effective des sinistres déclarés par les assurés. La procédure d'expertise, encore appelée audit, revêt de multiples formes. Nous en distinguerons deux : l'audit déterministe et l'audit aléatoire.

L'audit déterministe spécifie si une vérification du sinistre a lieu ou pas, en fonction de l'ampleur des dommages (Townsend, 1979). Tandis qu'avec l'audit aléatoire, la vérification des sinistres est non systématique ; l'assureur contrôle les dommages avec une probabilité qui dépend de l'ampleur de la perte déclarée.

Il s'agit dans ce chapitre, de présenter et de comparer ces deux formes d'audit et d'associer une propriété particulière à l'audit déterministe pour avoir ce qu'on appelle « l'audit systématique probabiliste ». L'idée est que lorsque l'assureur reçoit la déclaration de sinistre, il procède systématiquement à une vérification de celle-ci, mais il est possible que l'audit n'arrive pas à détecter la fraude avec certitude. Plus précisément, il existe une probabilité p telle que le fraudeur ne soit pas pris par son assureur et échappe par conséquent à la sanction ; d'où la dénomination « probabiliste ». Nous visons à intégrer dans notre analyse le rôle de la qualité de l'audit dans la détection de la fraude. En effet, les moyens dont disposent les fraudeurs pour organiser la mise en scène ou la falsification d'un sinistre sont tels que les enquêteurs et les experts se trouvent souvent face à un manque de moyens répressifs et une incapacité d'apporter les bonnes preuves.

Nous développons dans une première section, un modèle théorique décrivant la procédure d'audit en assurance et nous montrons comment la procédure aléatoire peut dominer la

procédure déterministe. Nous mettons l'accent sur l'équivalence potentielle de ces deux formes du point de vue des chances de détection de la fraude. Cette équivalence s'observe lorsqu'avec l'audit aléatoire, l'assuré a p chances d'être contrôlé (audit aléatoire parfait), tandis qu'avec l'audit déterministe, bien qu'il soit toujours contrôlé, il a p chances d'être détecté en cas de fraude (audit déterministe mais imparfait).

Dans la section 2 de ce chapitre, nous présentons une étude expérimentale s'intéressant à l'analyse des comportements individuels des assurés face aux deux formes d'audit : l'audit aléatoire parfait et l'audit systématique probabiliste. Le but de cette étude est de tester la robustesse de nos résultats théoriques et de comparer les deux versions d'audit à travers les données expérimentales.

Section 1 : Audit déterministe probabiliste versus audit aléatoire parfait (Le modèle)

1.1. Le cadre d'analyse :

La modélisation que nous adoptons pour formaliser le problème de fraude avec possibilité d'audit consiste à distinguer deux formes d'audit : l'audit déterministe probabiliste et l'audit aléatoire parfait. Potentiellement, il s'agit de deux formes équivalentes, mais nous cherchons toutefois, à établir et démontrer l'efficacité de l'une par rapport à l'autre. La question centrale qui oriente notre recherche est la suivante : faut-il mener un audit aléatoire de très bonne qualité ou un audit déterministe de qualité moindre ? Pour ceci nous considérons un assuré averse au risque, disposant d'une richesse initiale (W) lui permettant de payer la prime d'assurance (P) pour être couvert contre un risque de perte (x). Cette assurance lui garantit une indemnité (I) en cas de dommage. L'assuré a la possibilité de frauder et déclarer un faux sinistre ou en exagérer le montant. Nous supposons que la fraude ne génère aucun coût pour l'assuré. L'assureur de son coté, est neutre au risque, dispose d'une dotation initiale (V), encaisse la prime d'assurance et rembourse l'indemnité en fonction de la déclaration reçue. Il ne peut savoir si l'assuré est fraudeur ou honnête qu'en s'appuyant sur une expertise. L'expertise, encore appelée audit, est déterministe probabiliste si l'assureur contrôle systématiquement toute déclaration de dommage mais il n'arrive pas avec certitude à détecter la fraude. Par contre, on parle d'audit aléatoire parfait, lorsque l'assureur contrôle les déclarations avec une certaine probabilité et arrive systématiquement à détecter la fraude.

1.1.1. Audit Aléatoire Parfait (AAP):

Nous étudions un contrat d'assurance qui s'établit entre un assuré averse au risque et un assureur neutre au risque. Contre paiement d'une prime P, l'assuré peut obtenir une couverture d'assurance contre un risque de perte $x_i \in X = \{x_0, x_1, x_2, ..., x_n\}$. L'assuré dispose d'une richesse initiale W_0 et subit un dommage x_i avec une probabilité q_i, telle que $\sum_{i=0}^{n} q_i = 1$. Nous supposons de plus que l'ampleur et la réalisation du sinistre représentent une information privée pour l'assuré. Ce dernier doit déclarer le sinistre à l'assureur et peut

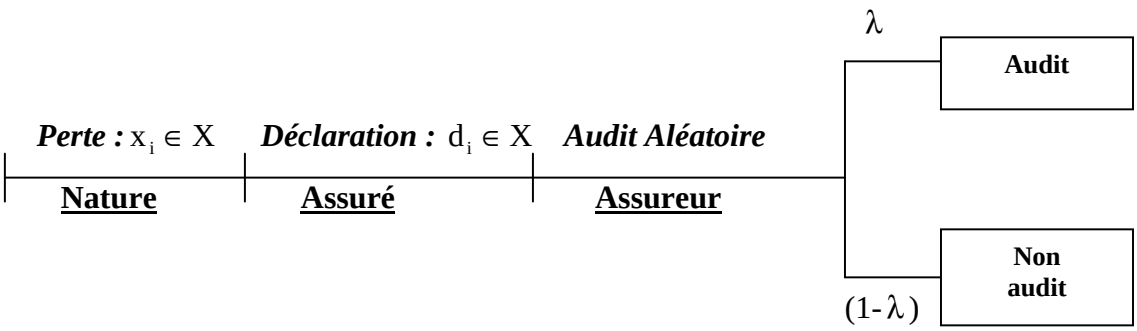
frauder, en déclarant un faux sinistre ou en exagérant le montant du dommage. Déclarer un faux sinistre, revient à déclarer un dommage sans l'avoir réellement subi ; exagérer le montant du dommage, revient à déclarer un montant supérieur à la valeur réelle du sinistre. L'assureur de son coté, peut se fonder sur une expertise pour vérifier la réalisation effective ainsi que l'ampleur du sinistre. Il dispose d'une dotation initiale V_0 et supporte un coût d'audit C, que nous supposons constant. La procédure d'audit est supposée ici, aléatoire et parfaite. Ceci veut dire que l'assureur choisit une probabilité avec laquelle il vérifie les déclarations et que la détection de la fraude est systématique.

Lorsque l'assuré subit un dommage $x_i \in \{x_0, x_1, x_2, ..., x_n\}$, il peut choisir de déclarer $d_i \in X$, avec $d_i \geq x_i$. L'assureur s'engage à contrôler cette déclaration avec une probabilité λ. L'audit est supposé parfait : toute déclaration frauduleuse vérifiée est systématiquement détectée. On note par $I_A(x_i, d_i)$, l'indemnité d'assurance en cas d'audit et $I_{\bar{A}}(d_i)$ le transfert de l'assureur à l'assuré en cas de non audit. A l'assuré fraudeur est appliquée une sanction monétaire notée S. Ceci veut dire que lorsque pour un sinistre $x_i \in \{x_0, x_1, x_2, ..., x_n\}$, l'assuré déclare $d_i \in X$, avec $d_i > x_i$, alors $I_A(x_i, d_i) = -S$.

Le jeu peut être caractérisé à l'aide du schéma suivant :

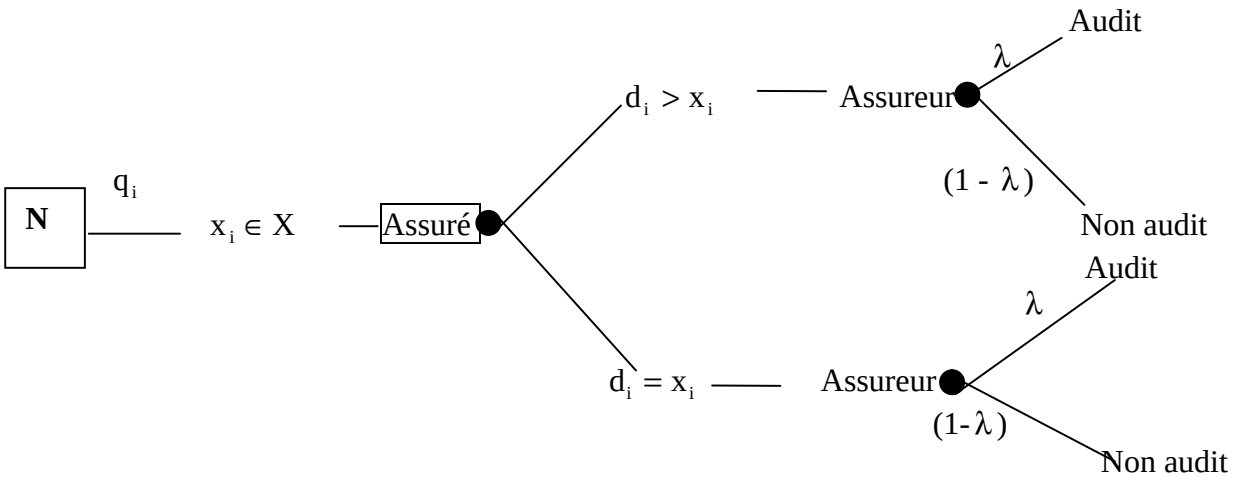
1. tout d'abord, la nature définit un état de perte $x_i \in \{x_0, x_1, x_2, ..., x_n\}$;
2. ensuite, l'assuré effectue sa déclaration à l'assureur : d_i, avec $d_i \geq x_i$;
3. enfin, ayant reçue cette déclaration l'assureur procède à un audit avec une probabilité λ.

Ce jeu est illustré par le schéma suivant :



Soit $W_f = W_0 - x_i - P + I_A(x_i, d_i)$ la richesse finale de l'assuré en cas d'audit, et lorsqu'il fait face à un dommage $x_i \in X$ et déclare $d_i \in X$, et $W_f = W_0 - x_i - P + I_{\bar{A}}(d_i)$ sa richesse finale en cas de non audit.

➔ L'arbre de décision de ce jeu:



➔ La matrice des gains:

Assuré / Assureur	***Fraude*** $d_i > x_i$	***Non fraude*** $d_i = x_i$
Audit λ	$(W_0 - P - x_i - S)$ $(V_0 + P + S - C)$	$(W_0 - P - x_i + I_A(x_i))$ $(V_0 + P - I_A(x_i) - C)$
Non audit (1-λ)	$(W_0 - P - x_i + I_{\bar{A}}(d_i))$ $(V_0 + P - I_{\bar{A}}(d_i))$	$(W_0 - P - x_i + I_{\bar{A}}(x_i))$ $(V_0 + P - I_{\bar{A}}(x_i))$

Si on s'intéresse au raisonnement fait par l'assureur lorsqu'il reçoit, la déclaration de sinistre, on peut distinguer qu'il existe une relation étroite entre la stratégie de l'assureur et ses croyances vis-à-vis de la réalisation ainsi que de la taille du dommage. En effet, q_i étant la probabilité d'avoir l'événement $x_i \in \{0,....,x_n\}$. Lorsque l'assureur reçoit la déclaration d_i, sa croyance initiale sur le fait que l'événement x_i soit survenu est q_i. En revanche, vu que l'assuré peut être incité à frauder, alors l'assureur révise ses croyances de la façon suivante :

- $\dfrac{q_i}{q_0 + q_1 + q_2 + \ldots + q_i} = \dfrac{q_i}{\sum_{k=0}^{i} q_k}$ que l'assuré soit honnête : le dommage réel est x_i
- $\dfrac{q_{i-1}}{q_0 + q_1 + q_2 + \ldots + q_i} = \dfrac{q_{i-1}}{\sum_{k=0}^{i} q_k}$ que l'assuré fraude : le dommage réel est x_{i-1}
- $\dfrac{q_{i-2}}{q_0 + q_1 + q_2 + \ldots + q_i} = \dfrac{q_{i-2}}{\sum_{k=0}^{i} q_k}$ que l'assuré fraude : le dommage réel est x_{i-2}

$\vdots$

- $\dfrac{q_2}{q_0 + q_1 + q_2 + \ldots + q_i} = \dfrac{q_2}{\sum_{k=0}^{i} q_k}$ que l'assuré fraude : le dommage réel est x_2
- $\dfrac{q_1}{q_0 + q_1 + q_2 + \ldots + q_i} = \dfrac{q_1}{\sum_{k=0}^{i} q_k}$ que l'assuré fraude : le dommage réel est x_1
- $\dfrac{q_0}{q_0 + q_1 + q_2 + \ldots + q_i} = \dfrac{q_0}{\sum_{k=0}^{i} q_k}$ que l'assuré fraude : le dommage réel est x_0

Plus précisément, lorsque l'assureur reçoit une déclaration de dommage $d_i = x_i$, il ne peut savoir qu'il s'agit d'une déclaration honnête ou frauduleuse que sur la base d'une vérification de cette déclaration. Pour choisir sa stratégie d'audit optimale, l'assureur procède au raisonnement suivant : Il est possible que l'assuré soit honnête, c'est-à-dire que le dommage réel soit x_i (comme cela a été déclaré). Cette éventualité peut survenir avec $\dfrac{q_i}{\sum_{k=0}^{i} q_k}$ chances.

Ce ratio de vraisemblance qui représente la croyance de l'assureur sur le fait que le dommage x_i soit survenu, lorsqu'il reçoit la déclaration $d_i = x_i$, n'est autre que le rapport entre la probabilité d'avoir l'événement x_i, soit q_i, et la probabilité que la déclaration de sinistre soit $d_i = x_i$. Cette dernière est égale à $\sum_{k=0}^{i} q_k$, car une déclaration $d_i = x_i$ peut correspondre à n'importe quel sinistre x_k, avec $x_k \in \{0, x_1, x_2, \ldots, x_i\}$. Il est possible donc que l'assuré soit fraudeur et déclare $d_i = x_i$, alors que le sinistre réel est dans l'ensemble $\{0, x_1, x_2, \ldots, x_{i-1}\}$.

Nous remarquons ainsi, que plus le montant du dommage déclaré augmente plus il y a de chance que la déclaration soit frauduleuse c'est-à-dire moins l'assureur y croit.

<u>Proposition 1 :</u>

L'assureur est incité à contrôler plus fréquemment les grandes déclarations de sinistres, car la fiabilité des déclarations est inversement proportionnelle au montant déclaré[1].

Dans ce qui suit nous schématisons la situation de l'assureur lorsqu'il reçoit une déclaration $d_i = x_i$. Nous représentons toutes les possibilités qui peuvent survenir ainsi que les gains correspondants. On rappelle que V_0 représente la richesse initiale de l'assureur, P est la prime d'assurance, C est le coût de l'audit, $I(d_i)$ est l'indemnité d'assurance et S est la sanction appliquée en cas de fraude.

<u>En cas d'audit :</u>

L'assureur reçoit $d_i = x_i$

Les éventualités possibles

- $\frac{q_0}{\sum_{k=0}^{i} q_k}$: que x_0 → $G_A = V_0 + P - C + S$
- $\frac{q_1}{\sum_{k=0}^{i} q_k}$: que x_1 → $G_A = V_0 + P - C + S$
- ⋮
- $\frac{q_{i-1}}{\sum_{k=0}^{i} q_k}$: que x_{i-1} → $G_A = V_0 + P - C + S$
- $\frac{q_i}{\sum_{k=0}^{i} q_k}$: que x_i → $G_A = V_0 + P - C - I(d_i)$

[1] Pour expliquer la proposition 2, il suffit juste de donner un exemple. Si l'assuré déclare un dommage dont le montant est x_{20}, alors pour l'assureur, il est possible que cette déclaration soit honnête, comme il est possible aussi qu'elle soit frauduleuse. En effet, le dommage réel peut être également x_{20}, ou bien peut être x_0 ou x_1 ou x_3 ….ou encore x_{19}. Il existe ainsi, 20 éventualités de fraude et uniquement une seule éventualité d'honnêteté. C'est ce qui explique le fait, que les petits montants de sinistres sont moins douteux, c'est-à-dire ont moins de chances d'être frauduleux, alors que les grands montants de dommages sont plus douteux, c'est-à-dire ont beaucoup plus de chances d'être frauduleux et doivent par conséquent être contrôlés plus fréquemment. Par conséquent, la fiabilité de la déclaration est inversement proportionnelle au montant déclaré.

Lorsque l'assureur reçoit une déclaration $d_i = x_i$, d'après lui, il n'y a que $\frac{q_i}{\sum_{k=0}^{i} q_k}$ chances que x_i soit le montant de dommage réel et $\left[1 - \frac{q_i}{\sum_{k=0}^{i} q_k} = \frac{\sum_{k=0}^{i-1} q_k}{\sum_{k=0}^{i} q_k}\right]$ chances que ça soit une déclaration frauduleuse (c'est-à-dire le vrai montant de dommage a une valeur dans l'ensemble $\{x_0, x_1, x_2, ..., x_{i-1}\}$). De surcroît, le gain de l'assureur en cas de fraude est égal à $G_A = V_0 + P - C + S$, alors qu'en cas de non fraude, ce gain est égal à $G_A = V_0 + P - C - I(d_i)$.

Ceci veut dire que l'assureur reçoit la prime d'assurance, supporte le coût d'audit, sanctionne le fraudeur si la fraude existe et indemnise l'assuré honnête.

On en déduit alors, que si l'assureur décide de mener un audit lorsqu'il reçoit la déclaration $d_i = x_i$, alors l'espérance de son gain sera égale à :

$$G_A = \frac{\sum_{k=0}^{i-1} q_k}{\sum_{k=0}^{i} q_k}(V_0 + P - C + S) + \frac{q_i}{\sum_{k=0}^{i} q_k}(V_0 + P - C - I_A(d_i))$$

$$= V_0 + P - C + \frac{\sum_{k=0}^{i-1} q_k}{\sum_{k=0}^{i} q_k} S - \frac{q_i}{\sum_{k=0}^{i} q_k} I_A(d_i)$$

<u>En cas de non audit :</u>

L'assureur reçoit

$d_i = x_i$

Les éventualités possibles

$\frac{q_0}{\sum_{k=0}^{i} q_k}$: que x_0 $\longrightarrow$ $G_{\overline{A}} = V_0 + P - I_{\overline{A}}(d_i)$

$\frac{q_1}{\sum_{k=0}^{i} q_k}$: que x_1 $\longrightarrow$ $G_{\overline{A}} = V_0 + P - I_{\overline{A}}(d_i)$

$\frac{q_{i-1}}{\sum_{k=0}^{i} q_k}$: que x_{i-1} $\longrightarrow$ $G_{\overline{A}} = V_0 + P - I_{\overline{A}}(d_i)$

$\frac{q_i}{\sum_{k=0}^{i} q_k}$: que x_i $\longrightarrow$ $G_{\overline{A}} = V_0 + P - I_{\overline{A}}(d_i)$

Si l'assureur ne procède pas à une vérification de la déclaration, alors quelle que soit la stratégie de l'assuré (fraude ou non fraude), le gain de l'assureur est toujours égal à $G_{\overline{A}} = V_0 + P - I_{\overline{A}}(d_i)$.

Soit λ la probabilité que l'assureur procède à une vérification de la déclaration (joue A) et (1-λ) la probabilité que l'assureur joue $\overline{A}$ (pas de vérification). La stratégie de l'assureur est de choisir λ, telle que l'espérance de son profit soit positive : $E\pi \geq 0$

$$E\prod = V_0 + P + \lambda\left[\frac{\sum_{k=0}^{i-1} q_k}{\sum_{k=0}^{i} q_k}(-C+S) - \frac{q_i}{\sum_{k=0}^{i} q_k}[C + I_A(d_i)]\right] + (1-\lambda)\left[-I_{\overline{A}}(d_i)\right] \geq 0$$

$$\Leftrightarrow \quad V_0 + P - \lambda C + \lambda \left[\frac{\sum_{k=0}^{i-1} q_k}{\sum_{k=0}^{i} q_k} S - \frac{q_i}{\sum_{k=0}^{i} q_k} I_A(d_i) \right] - [1-\lambda] I_{\overline{A}}(d_i) \geq 0$$

Quant à l'assuré, ce dernier choisit la déclaration $d_i = x_i$, s'il fait face à l'une des deux cas suivants :

- x_i est l'état de perte réel : l'assuré ne fraude pas.
- l'état de perte réel est dans l'ensemble $\{0, x_1, x_2, ..., x_{i-1}\}$: l'assuré décide de frauder. Il déclare un dommage supérieur à la perte réelle.

En effet, pour l'état de perte x_i, l'assuré a intérêt à déclarer $d_i > x_i$ si et seulement si :

$$\lambda(W_0 - P - x_i - S) + (1-\lambda)(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}[d_i]) >$$
$$\lambda(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) + (1-\lambda)(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i))$$
$$\Leftrightarrow \quad (1-\lambda) I_{\overline{A}}(d_i) - \lambda S > (1-\lambda) I_{\overline{A}}(x_i) + \lambda I_A(x_i)$$
$$\Leftrightarrow \quad \lambda \left[I_{\overline{A}}(d_i) + S - I_{\overline{A}}(x_i) + I_A(x_i) \right] < I_{\overline{A}}(d_i) - I_{\overline{A}}(x_i)$$
$$\Leftrightarrow \quad \lambda < \frac{I_{\overline{A}}(d_i) - I_{\overline{A}}(x_i)}{\left[I_{\overline{A}}(d_i) + S - I_{\overline{A}}(x_i) + I_A(x_i) \right]} = \overline{\lambda}_i$$

<u>Proposition 2 :</u>

Afin de dissuader la fraude, l'assureur a intérêt à vérifier les déclarations de dommage avec une probabilité $\lambda > \overline{\lambda}$.

Ce seuil $\overline{\lambda}$ représente une probabilité limite pour laquelle l'assuré est juste indifférent entre la fraude et l'honnêteté. C'est le rapport entre le gain de la fraude en cas de non audit et la perte liée au fait de supporter une sanction S, si la fraude est détectée. Dans le papier de Sah (1991), ce ratio est appelé « gain relatif à la fraude », mais il est exprimé en terme d'utilité et non pas en terme de gain. Cet auteur montre aussi que plus la sanction est élevée ou plus l'indemnité est grande, plus ce ratio est faible. Polinsky et Shavell (1979) montrent que cette probabilité ne peut exister que lorsque la taille de la sanction est limitée.

On peut ainsi, définir ce qu'on appelle la contrainte d'incitation de l'assuré qui traduit le fait que l'assuré est toujours amené à déclarer la vérité. Ceci veut dire que l'espérance de gain de l'assuré lorsqu'il fraude n'est jamais supérieure à son espérance de gain lorsqu'il est honnête. Nous pouvons, ainsi conclure que l'objectif de l'assureur est de choisir une fréquence d'audit λ^* optimale qui :

- Maximise son gain espéré (non négatif)
- Sous la contrainte que l'assuré ne fraude jamais

Mathématiquement, ceci est équivalent au système suivant :

$$\begin{cases} \text{Max} \quad E\prod = W + P - \lambda C + \lambda\left[\dfrac{\sum_{k=0}^{i-1} q_k}{\sum_{k=0}^{i} q_k} S - \dfrac{q_i}{\sum_{k=0}^{i} q_k} I_A(d_i)\right] - [1-\lambda] I_{\bar{A}}(d_i) \\ S/C \quad \bar{\lambda}_i < \lambda < 1 \\ \text{avec} \quad \bar{\lambda}_i = \dfrac{I_{\bar{A}}(d_i) - I_{\bar{A}}(x_i)}{[I_{\bar{A}}(d_i) + S - I_{\bar{A}}(x_i) + I_A(x_i)]} \quad \text{pour tout } d_i > x_i \text{ avec } x_i \in \{x_0, x_1, ..., x_n\} \subset [0, x_n] \end{cases}$$

La maximisation du profit espéré de l'assureur dépend étroitement de la croissance ou de la décroissance de ce profit en fonction de la fréquence d'audit λ. En effet, le profit espéré de l'assureur s'écrit comme suit :

$$\begin{cases} E\prod = W + P + \lambda\left[\omega_i S - (1-\omega_i) I_A(d_i) - C + I_{\bar{A}}(d_i)\right] - I_{\bar{A}}(d_i) \\ \text{avec } \omega_i = \dfrac{\sum_{k=0}^{i-1} q_k}{\sum_{k=0}^{i} q_k} \end{cases}$$

Deux cas se présentent :

- 1er cas : Si $\{\omega_i S - (1-\omega_i) I_A(d_i) + I_{\bar{A}}(d_i)\} > C$

Pour ce premier cas, le profit espéré de l'assureur est croissant en fonction de λ. Or, l'assureur doit fixer la fréquence d'audit de façon à inciter l'assuré à ne pas frauder. Pour faire face à tous les événements de pertes possibles, l'assureur doit fixer cette fréquence à son niveau maximal, soit :

$$\lambda^* = \max\left[\frac{I_{\bar{A}}(d_i) - I_{\bar{A}}(x_i)}{[I_{\bar{A}}(d_i) + S - I_{\bar{A}}(x_i) + I_A(x_i)]}\right] = \frac{I_{\bar{A}}(x_n) - I_{\bar{A}}(x_0)}{[I_{\bar{A}}(x_n) + S - I_{\bar{A}}(x_0) + I_A(x_0)]} = \frac{I_{\bar{A}}(x_n)}{[I_{\bar{A}}(x_n) + S]}$$

$\lambda^* = \dfrac{I_{\bar{A}}(x_n)}{I_{\bar{A}}(x_n) + S} < 1$: représente le seuil maximal de la fréquence d'audit.

Ce résultat est intuitif et traduit l'idée que lorsque la sanction imposée par l'assureur est suffisamment élevée, de façon à ce que le gain espéré de l'audit soit supérieur au coût, alors l'augmentation de la fréquence d'audit entraîne la croissance du profit de l'assureur. D'autre part, on peut conclure aussi que pour les grands montants de sinistres, dont les indemnités correspondantes dépassent le coût d'audit, l'assureur a intérêt à augmenter sa fréquence de contrôle. Ceci veut dire, que pour l'assureur, si le coût d'indemnisation est supérieur au coût de contrôle, alors il a intérêt à vérifier la déclaration.

- 2ème cas : Si $\{\omega_i S - (1-\omega_i) I_A(d_i) + I_{\bar{A}}(d_i)\} < C$

En revanche, pour ce second cas, l'augmentation de la fréquence d'audit entraîne au contraire la décroissance du profit de l'assureur. Pour ceci, ce dernier qui cherche à maximiser son profit tout en étant contraint par l'incitation de l'assuré à ne jamais frauder ($\bar{\lambda}_i < \lambda < 1$), doit fixer la probabilité d'audit à un niveau légèrement supérieur à $\bar{\lambda}_i$. Cela se produit pour les petites déclarations, pour lesquelles les chances de fraude sont basses. Pour cette classe de dommage la fréquence d'audit ne doit pas être très élevée, il suffit juste qu'elle dépasse légèrement la probabilité seuil $\bar{\lambda}_i$, pour laquelle l'assuré est indifférent entre la fraude et l'honnêteté. Par conséquent, avec cette stratégie, l'assureur arrive à induire un comportement non frauduleux du coté de l'assuré. L'idée est tout simplement que les petits montants de dommages (qui sont inférieurs au coût d'audit), coûtent beaucoup plus pour l'assureur lorsqu'il les vérifie que lorsqu'il les rembourse sans les contrôler.

La distinction des deux cas précédents revient au fait de distinguer deux classes de dommages : les grands dommages et les petits dommages. Selon cette distinction, nous avons montré que les montants de sinistre élevés sont plus sujets à une expertise que les petits montants de sinistre. En matière de coût d'assurance, il est de l'intérêt de l'assureur d'augmenter la fréquence du contrôle lorsqu'il s'avère que l'indemnité à payer est plus importante que le coût d'expertise. De même, il a intérêt à diminuer la fréquence de contrôle lorsque le montant de l'indemnité d'assurance est inférieur au coût d'audit. Nous résumons ce résultat dans le corollaire 1.

Corollaire1 :

La stratégie optimale de l'assureur est de fixer la fréquence d'audit de façon à inciter l'assuré à ne jamais frauder :

i) à un niveau λ^* *telle que :* $\overline{\lambda} < \lambda^* = \dfrac{I_{\overline{A}}(x_n)}{I_{\overline{A}}(x_n) + S} < 1$ *pour les grands sinistres : contrôle très fréquent si l'indemnité d'assurance est supérieure au coût d'audit.*

ii) à un niveau légèrement supérieur à $\overline{\lambda}$ *pour les petits sinistres : contrôle peu fréquent si l'indemnité d'assurance est inférieure au coût d'audit.*

1.1.2. Audit Systématique Probabiliste (ASP):

Le cadre d'analyse est similaire à celui représenté dans le paragraphe précédent. La seule différence est que nous considérons ici, que la procédure d'audit est déterministe au lieu qu'elle soit aléatoire et que la détection de la fraude est probable et non systématique. Rappelons brièvement les notations utilisées. Nous supposons qu'un assuré averse au risque contracte avec un assureur neutre au risque pour être couvert contre une perte $x_i \in X = \{x_0, x_1, x_2, ..., x_n\} \subset [0, x_n]$. Il dispose d'une richesse initiale W_0 et paye une prime d'assurance P, qui lui garantit une indemnité en cas de dommage. Nous admettons que l'assuré détient l'information privée quant à la réalisation et l'ampleur de la perte et qu'il doive effectuer une déclaration auprès de l'assureur. Ce dernier ne peut obtenir cette information qu'en vérifiant la déclaration du dommage à l'aide d'une expertise. Il dispose d'une dotation initiale V_0 et supporte ainsi un coût C que nous supposons constant.

Lorsque l'assuré subit une perte $x_i \in X = \{x_0, x_1, x_2, ..., x_n\}$, il peut choisir de déclarer $d_i \geq x_i$ sans supporter un coût. Autrement dit, nous supposons que la fraude ne génère aucun coût pour l'assuré[2]. L'assureur s'engage à contrôler systématiquement cette déclaration. En revanche, l'assureur ne peut pas détecter la fraude avec certitude, à cause de la mauvaise qualité de l'audit. Ce dernier est dans ce cas imparfait ou encore « systématique probabiliste ». La fraude ne peut donc être détectée qu'avec une probabilité p.

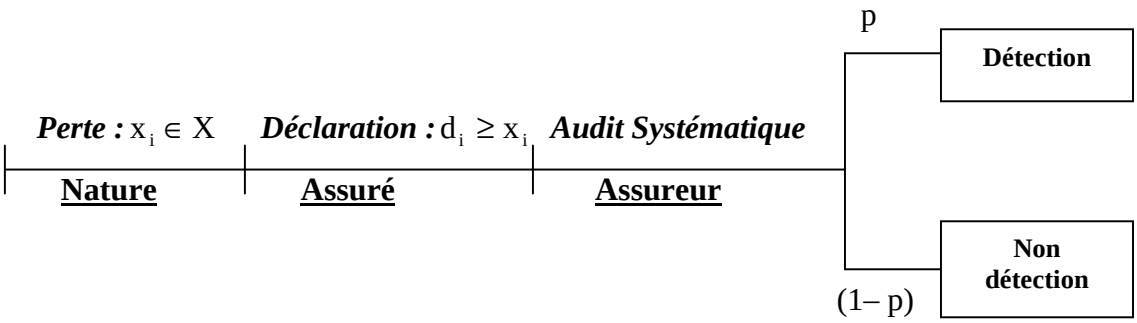
Soit $I(d_i)$, l'indemnité d'assurance. A ce niveau, il a fallu faire une distinction entre l'indemnité d'assurance correspondante au cas de détection de la fraude par l'audit et celle

[2] Dans cette première étape de l'analyse, nous supposons que la fraude est non coûteuse. Dans le chapitre 5, nous introduisons la possibilité que l'assuré investisse en frais de falsification (fraude coûteuse).

correspondante au cas de non détection de la fraude. Mais, vu que l'assureur ne peut pas observer si l'audit mené est parfait ou pas, alors on ignore cette distinction et on considère que l'indemnité d'assurance est tout simplement dépendante de la déclaration du dommage.

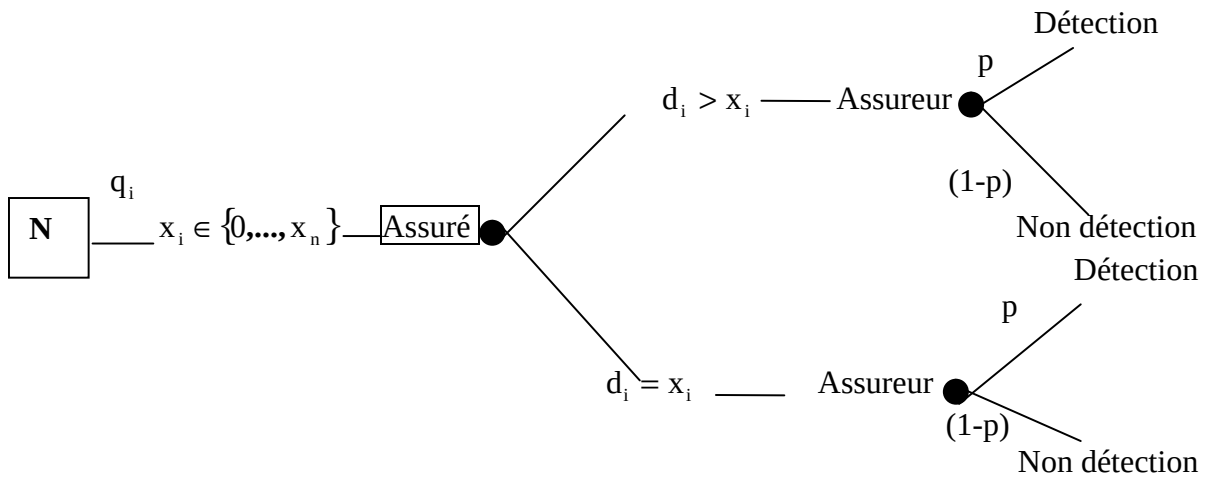
Le jeu peut être caractérisé à l'aide du schéma suivant :

1. la nature définit un état de perte $x_i \in X$ avec une probabilité q_i ;
2. l'assuré choisit de déclarer $d_i \geq x_i$ à l'assureur ;
3. ayant reçu cette déclaration de dommage, l'assureur procède systématiquement à une vérification de celle-ci, mais il n'a que p chances de détecter la fraude.



Soit $W_f = W_0 - x_i - P + I(x_i, d_i)$ la richesse finale de l'assuré, lorsqu'il subit un dommage $x_i \in X$ et déclare d_i à l'assureur. En cas de détection de la fraude, l'assuré est pénalisé par une sanction monétaire, soit $I(x_i, d_i) = -S \,.\, W_f = W_0 - x_i - P + I(x_i)$ représente la richesse finale de l'assuré en cas d'audit et de non détection de la fraude[3].

➔ L'arbre de décision :



[3] On ne considère que le cas où l'assureur n'arrive pas à détecter la fraude. C'est-à-dire, à cette étape de l'analyse, l'imperfection de l'audit ne concerne pas le fait de condamner un assuré honnête de fraude.

➔ <u>La matrice des gains de l'assuré et de l'assureur :</u>

Assureur \ Assuré		***Fraude*** $d_i > x_i$	***Non fraude*** $d_i = x_i$
Audit déterministe	***Détection*** p	$(W_0 - P - x_i - S)$ $(V_0 + P + S - C)$	$(W_0 - P - x_i + I(x_i))$ $(V_0 + P - I(x_i) - C)$
	(1 – p) ***Non détection***	$(W_0 - P - x_i + I(d_i))$ $(V_0 + P - I(d_i) - C)$	$(W_0 - P - x_i + I(x_i))$ $(V_0 + P - I(x_i) - C)$

L'espérance de gain de l'assuré lorsqu'il fraude est :

$$\begin{aligned} EG_F &= p(W_0 - P - x_i - S) + (1-p)(W_0 - P - x_i + I(d_i)) \\ &= W_0 - P - x_i - pS + (1-p)I(d_i) \end{aligned}$$

L'espérance de gain de l'assuré lorsqu'il ne fraude pas est :

$$\begin{aligned} EG_{NF} &= p(W_0 - P - x_i + I(x_i)) + (1-p)(W_0 - P - x_i + I(x_i)) \\ &= W_0 - P - x_i + pI(x_i) + (1-p)I(x_i) \\ &= W_0 - P - x_i + I(x_i) \end{aligned}$$

Nous pouvons considérer que l'assuré fait face aux deux loteries L1 et L2 pour choisir sa stratégie optimale. Son but est de maximiser son gain. La loterie L1 consiste à déclarer le vrai dommage (honnêteté) et la loterie L2, traduit le cas de fraude. On les présente comme suit :

L1 ⟶ avoir $I(x_i)$ avec certitude

L2 ⟶ avoir $(-S)$ avec une probabilité p

L2 ⟶ avoir $I(d_i)$ avec une probabilité (1-p)

Nous pouvons conclure, que lorsque le gain de la fraude $[I(d_i) - I(x_i)]$ augmente, et la probabilité de non détection (1-p) augmente, l'assuré devient incité à frauder (choisir la loterie L2). En revanche, plus la qualité de l'audit est meilleure, et plus la sanction est sévère, plus l'assuré est dissuadé de la fraude. Le résultat qu'on peut retirer est illustré dans la proposition suivante :

Proposition 3 :

Il est de l'intérêt de l'assureur de mener un audit de bonne qualité et de fixer une sanction monétaire élevée, pour dissuader la fraude.

Si nous supposons maintenant que l'assuré est indifférent entre la fraude et l'honnêteté, alors son gain espéré associé au cas de fraude sera égal à celui associé au cas de non fraude. Ainsi:

$$EG_F = EG_{NF}$$
$$\Leftrightarrow \quad W_0 - P - x_i - pS + (1-p)I(d_i) = W_0 - P - x_i + I(x_i)$$
$$\Leftrightarrow \quad p = \frac{I(d_i) - I(x_i)}{S + I(d_i)} = \overline{p}_i$$

$\overline{p}_i$ représente la probabilité seuil de détection de la fraude, pour laquelle l'assuré est juste indifférent entre la fraude et l'honnêteté. Ainsi, l'assuré préfère ne pas frauder si $p > \overline{p}_i$ et peut par contre être incité à frauder si $p < \overline{p}_i$. Le résultat est intuitif et traduit le fait que, plus la qualité de l'audit est meilleure (p est élevé), plus l'audit a un effet dissuasif sur la fraude. Nous remarquons de plus, que cette probabilité $\overline{p}_i$ tend à augmenter lorsque la différence entre le sinistre réellement survenu et celui déclaré est grande. Plus précisément, plus le sinistre déclaré a une valeur élevée, plus il a de chance d'être frauduleux à l'égard de l'assureur, et donc plus il y aura de chances de détecter la fraude. $\overline{p}_i$ atteint une valeur maximale lorsque, l'assuré déclare un faux sinistre d'un montant égal à x_n.

Ainsi : $p_{\mathbf{max}} = \dfrac{I(x_n) - I(x_0)}{S + I(x_n)} = \dfrac{I(x_n)}{S + I(x_n)}$

Toutefois, pour cette version de l'audit, la stratégie de fraude de l'assuré dépend étroitement de la qualité de cet audit. Plus précisément, lorsque cette dernière est mauvaise ($p < \overline{p}$), la détection de la fraude est peu fréquente, et par conséquent, l'assuré est de plus en plus incité à la fraude. La probabilité de la fraude prend des valeurs extrêmement élevées : rien n'empêche l'assuré d'exagérer le montant d'un dommage ou de déclarer un faux sinistre si même en vérifiant sa déclaration, il n'a que de très faibles chances d'être détecté. En revanche, lorsque l'assureur améliore la procédure d'expertise, le taux de détection de la fraude est élevé ($p > \overline{p}$) et l'assuré est motivé à déclarer la vérité. Même en terme de maximisation de gain, il est de l'intérêt de l'assuré de choisir de déclarer le vrai sinistre à l'assureur, car dans ce cas il est plus probable d'avoir une indemnité d'assurance que de payer une sanction (en cas de détection de la fraude). L'assureur atteint l'optimum lorsque la probabilité de détection de la fraude est maximale ($p = p_{\mathbf{max}}$).

<u>Proposition 4 :</u>

L'audit systématique probabiliste est efficace (dissuasif de la fraude) si et seulement si la probabilité de détection de la fraude atteint une valeur maximale $p_{\mathbf{max}} = \dfrac{I(x_n)}{S + I(x_n)}$

Nous désignons par l'efficacité de l'audit systématique probabiliste, le pouvoir dissuasif de de la fraude d'une part, et la maximisation du gain de l'assureur d'autre part. Il est vrai qu'il suffit que la probabilité de détection de la fraude soit supérieure au seuil d'indifférence $p > \overline{p}$, pour que l'assuré soit incité à l'honnêteté, mais pour atteindre l'optimum, il est de l'intérêt de l'assureur que l'audit mené soit de très bonne qualité, c'est-à-dire que $p = p_{\mathbf{max}}$.

Nous distinguons de plus, que $p_{\mathbf{max}}$ est en relation négative avec la sanction S. En effet, plus on augmente S, plus il est possible de diminuer $p_{\mathbf{max}}$. Ce résultat traduit le fait que l'assureur qui fait appel à un audit imparfait, peut menacer l'assuré par une sanction très sévère. Cette politique, lui permet d'atténuer l'ampleur de la fraude et de compenser la mauvaise qualité de l'audit. Autrement dit, si l'assureur n'arrive pas à atteindre la valeur optimale de la probabilité de détection de la fraude ($p_{\mathbf{max}}$), il peut alors fixer la sanction à sa valeur maximale pour induire l'assuré à âtre honnête. Nous pouvons ainsi conclure que lorsque l'audit est systématique probabiliste, l'assureur se trouve devant deux stratégies possibles : la première consiste à améliorer au maximum la qualité de l'audit pour qu'il soit dissuasif, en augmentant

au maximum la probabilité de détection de la fraude ($p = p_{max}$) et la seconde consiste à menacer l'assuré d'une sanction maximale (très sévère) s'il s'avère difficile d'augmenter p.

Corollaire 2 :

Lorsque l'audit est imparfait, l'assureur doit recourir à l'une des deux stratégies substituables suivantes :

- *améliorer au maximum la qualité de l'audit*
- *menacer l'assuré par une sanction maximale en cas de fraude*

La sanction peut être fixée à un niveau maximal mais ne doit pas dépasser une certaine limite. Cependant, et en réalité, un fraudeur est sanctionné par le remboursement des indemnités indûment reçues. C'est pour cette raison que nous supposons que la sanction S, reste toujours inférieure à un montant maximal. Dans d'autres travaux sur la fraude à l'assurance, tels que Picard (2000) par exemple, la sanction est supposée fixée par la loi ou tout simplement sujette à la contrainte de liquidité de l'assuré.

1.1.3. Quelle procédure faut-il mener ? Audit Aléatoire Parfait (AAP) ou Audit Systématique Probabiliste (ASP) :

Il s'agit dans ce troisième paragraphe de comparer les deux procédures d'audit présentées dans les deux paragraphes précédents. Notamment, nous cherchons à montrer laquelle des deux formes d'audit est la plus efficace à l'égard de l'assureur, en matière de coût d'assurance et de gain, et à l'égard de l'assuré, en matière de dissuasion de la fraude. La question centrale qui oriente notre analyse est la suivante : faut-il mener un audit aléatoire de très bonne qualité ou un audit déterministe de qualité moindre ?

Potentiellement, il parait que les deux procédures sont équivalentes, notamment le cadre d'analyse traduit exactement les mêmes hypothèses: la nature définit un état de perte assurable, l'assuré observe ce dommage et le déclare à l'assureur avec possibilité de fraude. Ensuite si l'audit est aléatoire alors il y aura λ chances de détecter la fraude (λ est la probabilité d'audit) et si l'audit est déterministe alors il y aura p chances de détecter la fraude (audit imparfait et p est la probabilité de détection de la fraude). Il s'agit en fait, du même principe si $p = \lambda$. En revanche, si on se focalise sur le programme de l'assureur, il est clair qu'il s'agit du même objectif à savoir la maximisation du profit espéré de l'assureur sous la

contrainte d'incitation de l'assuré. Cette dernière qui traduit le fait que l'assuré soit toujours amené à déclarer la vérité, est exactement la même pour les deux programmes. En effet, en comparant le gain de l'assuré avec fraude avec celui sans fraude, nous trouvons que pour l'audit aléatoire parfait, l'assureur doit fixer la fréquence d'audit entre le seuil d'indifférence de l'assuré et 1. Pour l'audit systématique probabiliste, la probabilité de détection de la fraude – qui reflète la qualité de l'audit – doit de même avoir une valeur comprise entre le niveau seuil d'indifférence de l'assuré et 1. Par contre, la comparaison des deux profits respectifs de l'assureur respectivement en cas d'AAP et en cas d'ASP, prouve qu'il ne s'agit pas de la même valeur. Ceci revient au fait que le coût par audit n'est pas le même. En effet, pour l'audit aléatoire, l'assureur ne supporte le coût d'audit que s'il contrôle la déclaration de dommage. Ainsi, contrôler avec une probabilité λ, signifie supporter le coût d'audit avec une probabilité λ. Par contre, lorsque l'audit est déterministe, la vérification des dommages est systématique. Cela signifie que l'assureur supporte le coût d'audit avec une probabilité égale à $1 > \lambda$. Plus précisément, le coût d'audit espéré est plus grand en cas d'audit déterministe qu'en cas d'audit aléatoire.

Les profits de l'assureur en AAP et en ASP s'écrivent respectivement :

$$\begin{aligned} E\Pi_{AAP} &= \lambda(V_0 + P - \lambda C - I_A(d_i)) + (1-\lambda)(V_0 + P - I_{\overline{A}}(d_i)) \\ &= V_0 + P - \lambda\{C + I_A(d_i)\} - (1-\lambda)I_{\overline{A}}(d_i) \end{aligned}$$

$$E\Pi_{ASP} = V_0 + P - C - pI_D(d_i) - (1-p)I_{\overline{D}}(d_i) \quad \text{avec} \begin{cases} D : \text{détection} \\ \overline{D} : \text{non détection} \end{cases}$$

En cas de fraude, ces profits s'écrivent respectivement :

$$E\Pi_{AAP} = V_0 + P - \lambda\{C - S\} - (1-\lambda)I_{\overline{A}}(d_i)$$

$$E\Pi_{ASP} = V_0 + P - C + pS - (1-p)I(d_i)$$

Si on considère que l'assureur utilise le même système d'indemnisation[4], pour le cas d'audit aléatoire, c'est-à-dire $I_{\overline{A}}(.) = I_A(.) = I(.)$, alors ce résultat est bien confirmé et on aura : $E\Pi_{ASP} < E\Pi_{AAP}$. Cette inégalité prouve que du coté de l'assureur, il est préférable de mener un audit aléatoire de bonne qualité que de mener un audit déterministe imparfait, même si les deux procédures amènent au même résultat (mêmes chances de détection $p = \lambda$).

[4] Considérer que $I_{\overline{A}}(.) = I_A(.) = I(.)$, nous sert juste de moyen pour simplifier les calculs, à la limite on peut prouver que, en cas d'audit aléatoire on a $I_{\overline{A}}(.) < I_A(.)$. Ce résultat avancé par Mokherjee et Png (1987) et prouvé par notre modèle présenté dans le chapitre suivant, traduit le fait que l'assureur peut récompenser l'assuré honnête, en lui versant une indemnité plus généreuse lorsqu'il vérifie sa déclaration. Cependant, on ne s'intéresse pas à la définition des profils d'indemnisation optimaux dans cette étape de l'analyse, on reste focalisé juste sur les stratégies d'audit pour en définir la plus efficace.

D'autre part, d'après la proposition 3, pour maximiser son profit, l'assureur doit contrôler plus fréquemment les grands dommages qui dépassent le coût de l'audit et contrôler moins fréquemment les petits dommages dont le montant reste inférieur à celui du coût d'audit. C'est à l'assureur de définir quel sinistre contrôler et quel sinistre ne pas contrôler. Ainsi, λ est fixée à son niveau maximal soit $\lambda^* = \frac{I_{\bar{A}}(x_n)}{I_{\bar{A}}(x_n) + S} < 1$, lorsque les déclarations sont trop élevées, et il suffit qu'elle dépasse $\bar{\lambda}$ lorsque les déclarations sont relativement petites. En revanche, lorsque l'audit est systématique probabiliste, l'assureur procède toujours à un audit, mais il n'arrive pas avec certitude à détecter la fraude. Ceci dépend de la qualité de cet audit. Plus ce dernier est de bonne qualité, plus la probabilité de détection est grande. La seule stratégie de l'assureur est donc d'essayer d'améliorer la qualité de l'audit au maximum pour pouvoir maximiser son profit et pouvoir dissuader la fraude. Notamment, pour atteindre l'optimum, p doit être égale à $p_{\mathbf{max}} = \frac{I(x_n)}{S + I(x_n)}$.

Nous trouvons que $p_{\mathbf{max}} = \lambda_{\mathbf{max}}$. Ceci veut dire, que nous pouvons avoir le même taux de détection de la fraude avec les deux politiques, sauf que l'AAP est plus efficace que l'ASP, d'une part parce qu'il permet à l'assureur d'avoir un plus grand profit et d'autre part, il est plus facile à manipuler (augmenter ou diminuer la fréquence de contrôle selon le cas).

<u>Proposition 5 :</u>

Il est plus efficace pour l'assureur de mener un audit aléatoire de bonne qualité qu'un audit déterministe de moindre qualité.

Section 2 : L'expérimentation (Mars-Avril 2002)

2.1. Le design expérimental :

La deuxième partie de ce chapitre est dédiée à la présentation d'une expérimentation pilote que nous avons réalisée entre les mois de mars et avril 2002. Il s'agit dans cette section de définir le cadre de l'expérimentation[5] (l'environnement, l'institution et les comportements) et d'exposer le protocole et les résultats expérimentaux permettant de tester nos résultats théoriques. Plus précisément, nous cherchons à analyser les comportements individuels des assurés face aux deux types d'audit : l'audit systématique probabiliste et l'audit aléatoire parfait.

2.1.1. Les questions testées :

L'étude expérimentale, présentée dans ce chapitre a pour objectif de comprendre les décisions individuelles dans un contexte de fraude à l'assurance et d'audit. Nous envisageons ici, de poursuivre à différents niveaux l'analyse expérimentale du rôle que peuvent jouer les deux procédures d'audit (les procédures déterministes et les procédures aléatoires) dans la détection de la fraude. Nous voulons introduire dans cette étude, les difficultés de preuves rencontrées par les assureurs. Nous supposons à présent que la technique de contrôle déterministe ne permet pas de vérifier de façon certaine l'exactitude de la déclaration de l'assuré et que la procédure aléatoire est parfaite, c'est-à-dire, la détection de la fraude est systématique. Il s'agit tout simplement, de comparer ces deux formes d'audit et de montrer à travers les résultats expérimentaux, la supériorité de l'une par rapport à l'autre. En effet, nous avons retenu les cinq questions suivantes que nous cherchons à vérifier pour définir notre protocole expérimental :

1. Contrôler plus fréquemment les dommages importants et moins fréquemment les dommages plus faibles, permet-il d'atténuer l'ampleur de la fraude?

[5] L'environnement représente l'ensemble des caractéristiques de l'expérience, le nombre de participants, les dotations initiales, le nombre ainsi que le types de biens mis en jeu…
L'institution représente les moyens de communication entre les participants (les règles de décision).
Et enfin les comportements représentent les différentes actions prises par les joueurs.

2. Sanctionner les fraudeurs par refus d'indemnisation et paiement d'une amende permet-il d'avoir un effet dissuasif assez efficace ?
3. En quoi l'audit, qu'il soit aléatoire ou systématique, peut-il affecter le comportement de l'assuré quant à sa stratégie de fraude ?
4. Pour induire un comportement d'honnêteté, peut-on associer une sanction très sévère à
    - un audit aléatoire parfait peu fréquent
    - ou à un audit systématique de mauvaise qualité?
5. Faut-il mener une expertise aléatoire de bonne qualité ou une expertise déterministe de moindre qualité ?

Ces questions ont été retenues pour étudier les stratégies de fraude et l'efficacité des procédures d'audit. Cette analyse est nécessaire pour au moins deux raisons : d'une part pour cerner de façon précise les comportements frauduleux des assurés dans un contexte d'expertise (parfaite et imparfaite) et d'autre part pour vérifier les prédictions théoriques.

2.1.2. La description de l'expérimentation:

Les sujets :

Vingt quatre sujets volontaires ont participé à cette expérimentation. L'âge moyen des participants est de 24 ans. Les sujets sont des étudiants qui préparent des thèses de toutes les disciplines (langue, économie et gestion, comptabilité…). 17 sujets sont des résidents à la cité universitaire internationale de paris et les 7 autres sont des étudiants au département d'Economie et de Gestion de l'ENS de cachan. En effet, nous nous sommes adressés à des étudiants et non pas de vrais assurés pour la simple raison qu'ils sont plus disponibles et plus faciles à joindre. Une annonce décrivant l'expérimentation, sa durée et son intérêt a été distribuée dans les boites au lettres des étudiants. Les intéressés ont répondu par simple papier, sur lequel, ils ont communiqué leurs coordonnées téléphoniques et leurs disponibilités pour participer. Nous les avons contacté pour fixer les rendez-vous. Le recrutement des sujets était simple du fait que dans cette expérimentation, on fait passer les sujets un par un.

Les techniques utilisées :

Les sujets ont été convoqués pour passer chacun tout seul et jouer contre l'ordinateur sur lequel nous avons programmé l'expérimentation. Il s'agit d'une feuille Excel comprenant toutes les informations nécessaires pour répondre aux questions. Chaque participant suit une seule catégorie de rôle (assuré) et il est placé devant un ordinateur disposé de manière à ce que l'expérimentateur ne puisse pas voir l'écran. A tout moment, le joueur a la possibilité de consulter l'historique des tours déjà joués. La session contient 30 répétitions et dure entre 45 et 60 minutes.
Les instructions (voir annexe 3.1.) ont été lues par l'expérimentateur, devant chaque participant, afin qu'il puisse poser des questions avant de commencer le jeu. Il s'agit d'expliquer le jeu et le contenu de l'écran pour éviter toute confusion et pour éviter aussi que le joueur se trouve devant une situation ambiguë et ne puisse par conséquent, répondre correctement au jeu. Nous avons insisté aussi sur le fait de considérer ces situations hypothétiques comme des situations réelles. Pour ce faire, nous avons donné des exemples concrets qui ont permis d'inciter les joueurs à révéler leurs vrais comportements.

La rémunération :

Les participants à cette expérimentation ont été rémunérés à la fin de la session en argent liquide, d'une part pour que la rémunération des efforts soit immédiate et d'autre part, parce que l'impact visuel de l'argent est plus important que tout autre moyen de paiement.
Selon sa performance pendant les trois phases de l'expérimentation, chaque assuré reçoit une rémunération proportionnelle à son gain expérimental moyen. Ceci permet de garantir que les joueurs considèrent toutes les périodes du jeu et de réduire la variance dans les réponses.

2.1.3. La description du protocole :

Il s'agit dans cette expérimentation de jouer le rôle d'un assuré devant un assureur fictif (l'ordinateur). Chaque sujet est considéré être propriétaire d'un bien d'une valeur de 10000€. Il est ainsi confronté à des situations de risque qui l'obligent à souscrire auprès de son assureur, et contre paiement d'une prime, un contrat d'assurance qui l'indemnise en cas de

dommage. Cette souscription comprend des garanties spécifiques qui interviennent en cas de sinistre. Au début de la première période, l'assuré est doté d'un capital initial (9000€), lui permettant d'acheter son contrat d'assurance.

A chaque période, l'assuré est confronté à des pertes probables qui s'échelonnent entre 0 et 7000€. Il lui est demandé de faire une déclaration auprès de son assureur et il peut décider de frauder ou non. La pratique de fraude revêt une multitude de formes différentes. Nous distinguons les deux hypothèses suivantes:

1. Celle où l'assuré déclare un faux sinistre : déclarer un montant de dommage alors qu'il n'a pas réellement subi de sinistre (perte = 0 et déclaration = L > 0).
2. Celle où après la survenance du sinistre, l'assuré tente d'obtenir une indemnisation plus généreuse : la fraude consiste à augmenter le montant de dommage subi (perte = L et déclaration = M > L).

La fraude ne peut être détectée que sur la seule base de déclaration de sinistre effectuée par l'assuré. Il convient de distinguer deux procédures d'expertise: les procédures déterministes et les procédures aléatoires.

- **L'Audit Aléatoire :**

La stratégie d'audit est définie par une probabilité λ, de vérifier la déclaration de l'assuré. L'audit est supposé parfait : la fraude est systématiquement détectée lorsqu'un audit est effectué. Une fois que l'assuré a effectué sa déclaration de sinistre, il est probable, avec λ chances, que celle-ci soit vérifiée. Le fraudeur détecté est par conséquent sanctionné. Cette pénalisation peut passer par une clause du contrat d'assurance qui spécifie qu'aucune indemnité ne sera due à l'intéressé et qu'éventuellement une amende sera appliquée en cas de fausse déclaration.

L'audit aléatoire fera l'objet d'une première phase expérimentale.

- **L'Audit Systématique Probabiliste :**

Dans une deuxième phase de l'expérience, le jeu est établi avec l'audit déterministe ou encore appelé systématique : Chaque déclaration de dommage est contrôlée. En revanche, nous supposons que l'audit soit imparfait. Ainsi, il n'est pas toujours possible que la fraude soit détectée. L'imperfection de l'audit revient au fait que l'assureur n'est pas toujours capable de détecter la fraude. Par conséquent, il existe une probabilité p pour que le fraudeur passe entre les mailles du filet et ne soit pas sanctionné.

2.1.4. Objectif de chaque période :

Première partie de l'expérience : fraude et audit aléatoire

La première partie de notre expérimentation a été consacrée à l'audit aléatoire et comprend 15 participants. Chaque session est composée de 3 phases, chacune comprend 10 périodes ou répétitions (rounds) :

Première phase (les 10 premières périodes)

Chaque période est marquée par les trois étapes suivantes :

- première étape : survenance du sinistre et déclaration de l'assuré.

L'assuré est confronté à des pertes probables qui s'échelonnent entre 0 et 7000 €. Il a 30% de chance de subir une perte. Il dispose d'un capital initial pour acheter son assurance. Il paye une prime P, pour bénéficier d'un remboursement en cas de sinistre. L'assuré doit, déclarer le dommage à l'assureur. Il peut frauder, soit en déclarant un sinistre qui n'a en réalité jamais eu lieu, soit en augmentant le montant du dommage.

- deuxième étape : audit aléatoire parfait mené par l'assureur.

Une fois que l'assuré a effectué sa déclaration lors de la première étape, cette déclaration est ensuite vérifiée avec une probabilité λ égale à 10%. L'audit est supposé parfait : la fraude est systématiquement détectée lorsqu'un contrôle est effectué.

- troisième étape : indemnisation et sanction.

L'audit permet de révéler deux résultats : fraude ou non fraude.

Un fraudeur contrôlé est sanctionné par un refus d'indemnisation et par une amende S = 1000 €. Un fraudeur non contrôlé échappe à la sanction et reçoit l'indemnité correspondant à sa déclaration et à laquelle il n'a pas droit.

L'audit est aléatoire. Il se peut que la déclaration d'un assuré honnête soit aussi vérifiée. L'assuré honnête reçoit une indemnité quelle que soit la stratégie de l'assureur (audit ou non audit).

Deuxième phase : (les 10 périodes qui suivent)

On garde les mêmes instructions mais on change uniquement la probabilité d'audit qui devient égale à 30 %.

Troisième phase : (les 10 dernières périodes)

On garde les mêmes instructions mais on augmente encore la probabilité d'audit qui devient égale à 50 %.

Deuxième partie de l'expérience : audit systématique probabiliste

Neuf sujets ont participé à cette deuxième phase de l'expérimentation. Les instructions sont similaires à celles de la première phase. Mais c'est l'étape relative à l'audit qui change. Pour ceci nous considérons le jeu à trois étapes suivant :

- première étape : survenance et déclaration du sinistre par l'assuré.

L'assuré paye la prime P. Il est confronté (30% de chance) à des états de pertes probables (qui s'échelonnent entre 0 et 7000 €). Il doit déclarer le dommage à l'assureur et peut choisir de frauder.

- deuxième étape : audit systématique probabiliste mené par l'assureur.

Il s'agit d'un audit déterministe: toute déclaration de sinistre est vérifiée systématiquement.
L'audit est supposé imparfait : la fraude n'est pas systématiquement détectée.
Pour chaque fraudeur il existe une probabilité p pour qu'il soit détecté par l'assureur.
Pour les 10 premières périodes, cette probabilité est de 10%. On la fait augmenter à 30% pour les 10 périodes qui suivent et à 50% pour les 10 dernières périodes.

- troisième étape : indemnisation et sanction.

Le fraudeur contrôlé mais non détecté, échappe à la sanction et reçoit l'indemnité correspondant à sa déclaration.
Le fraudeur parfaitement contrôlé sera sanctionné par un refus de remboursement et par une amende S.

2.2. L'analyse des résultats expérimentaux :

Dans ce paragraphe, nous étudions d'une part les stratégies des assurés lorsque l'audit est aléatoire et d'autre part leurs comportements lorsque l'audit est systématique. Cette étude nous permettra de juger de quelle procédure, l'assureur doit se servir pour dissuader les fraudeurs.

2.2.1. L'audit aléatoire :

Il s'agit dans cette première section d'analyser les décisions de fraude lorsque la procédure d'audit est aléatoire, c'est-à-dire lorsque les déclarations des assurés sont contrôlées avec une probabilité $\lambda = 10\%$, ensuite $\lambda = 30\%$ et enfin $\lambda = 50\%$. Plus précisément, nous comptons vérifier les prédictions théoriques, stipulant que :

i) les déclarations élevées doivent être contrôlées plus fréquemment car elles sont plus sujettes à la fraude (proposition 1) ;

ii) l'ampleur de la fraude diminue lorsque la probabilité d'audit est supérieure à la probabilité d'audit seuil (proposition 2) ;

iii) les déclarations ayant un montant supérieur au coût d'audit sont contrôlées avec une probabilité maximale et les déclarations ayant un montant inférieur au coût d'audit sont contrôlées avec une probabilité légèrement supérieure au seuil d'indifférence (corollaire 1).

D'après la proposition 2, l'assureur a intérêt à vérifier les déclarations de dommage avec une probabilité $\lambda > \overline{\lambda}$ pour dissuader la fraude. Pour tester cette hypothèse avec les résultats de notre expérimentation, nous avons calculé pour chaque dommage et pour chaque déclaration respective ce seuil d'indifférence $\overline{\lambda}$ (théorique), ainsi que le taux de fraude associé à chaque probabilité d'audit λ, avec $\lambda \in \{10\%, 30\%, 50\%\}$. Nous présentons nos résultats dans le tableau 1, ci-dessous. Nous tenons à rappeler que le choix des fréquences d'audit 10%, 30% et 50% n'était pas arbitraire. Lors de l'élaboration du protocole expérimental, nous avons calculé la probabilité seuil maximale $\overline{\lambda}_{max}$ (théorique), que nous avons trouvée égale à 88%[6] et la probabilité seuil minimale $\overline{\lambda}_{min}$ (théorique) égale à 6%. C'est sur cette base que nous avons fixé les taux 10%, 30% et 50%. De plus, le but de cette expérimentation est l'étude des comportements des assurés dans un contexte de fraude. Pour ceci, dans certains cas, on dépasse les probabilités seuils pour tester si on peut induire des comportements honnêtes et dans d'autres, on reste en dessous de $\overline{\lambda}$ pour tester aussi si les gens fraudent. Fixer des fréquences d'audit au-delà de 50% fait converger certainement la majorité des participants vers une seule stratégie (non fraude).

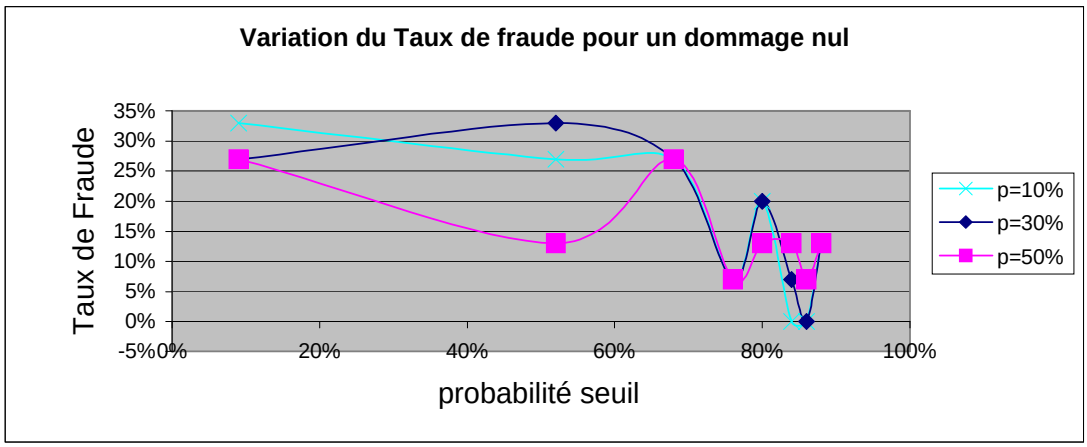
En effet, les plus grandes valeurs de $\overline{\lambda}$ s'expliquent par des écarts très grands entre les sinistres réellement survenus et les déclarations effectuées par les assurés. Ceci est intuitif et traduit le fait que plus le gain de la fraude augmente, plus l'assureur a intérêt à augmenter la fréquence de contrôle. Si nous regardons dans le tableau 1, nous trouvons que le taux de fraude s'échelonne entre 0% et 13% même pour une fréquence d'audit de 10%. La stratégie

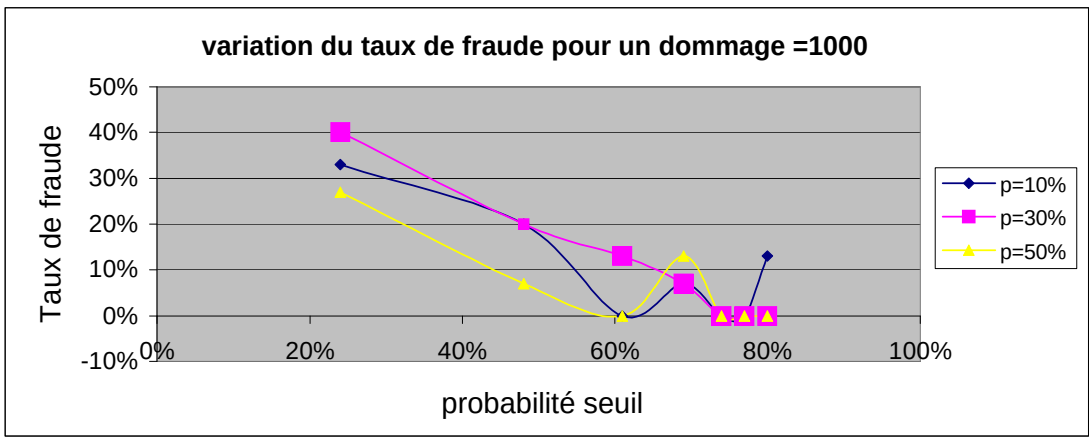
[6] $\overline{\lambda}_{\mathbf{max}}$ correspond au cas où l'assuré ne subit pas de dommage et déclare un faux sinistre avec une valeur maximale égale à 8000€. Nous trouvons que $\overline{\lambda}_{\mathbf{max}} = \frac{I_{\overline{A}}(x_n)}{I_{\overline{A}}(x_n) + S} = \frac{8000}{8000 + 1000}$ =88%. $\overline{\lambda}_{\mathbf{min}}$ correspond au cas où l'assuré subit le plus grand sinistre.

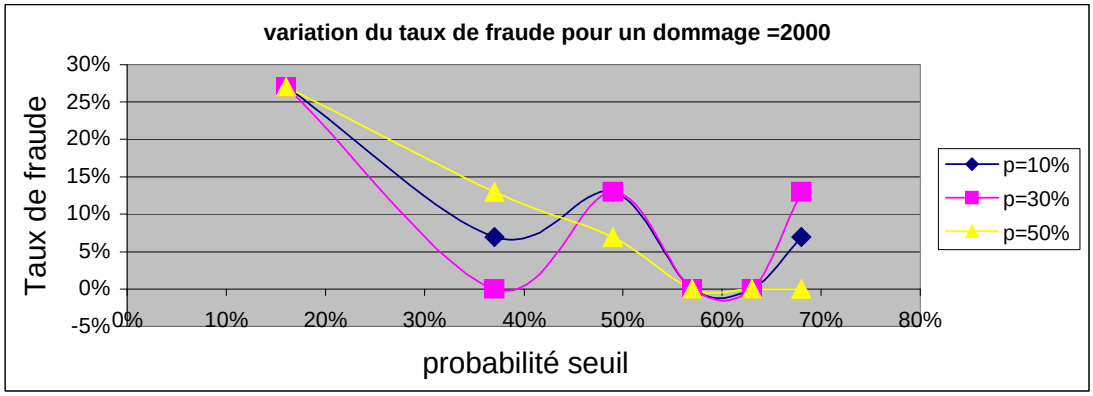
d'audit aléatoire parait ainsi dissuasive et permet d'atténuer l'ampleur des fausses déclarations. Il est vrai aussi qu'il s'avère difficile à l'assuré d'apporter la bonne preuve pour une déclaration de sinistre n'ayant jamais eu lieu ou pour réclamer une valeur de dommage beaucoup plus élevée que la valeur du dommage réel. Même si la fréquence d'audit est peu élevée (10% ou 30%), beaucoup d'assurés fraudeurs ne cherchent qu'à récupérer le montant de la prime d'assurance. C'est pour cette raison que le taux de fraude est assez élevé pour les déclarations légèrement supérieures aux sinistres réels et pour lesquelles le seuil d'indifférence $\overline{\lambda}$ est proche des fréquences d'audit.

Constat 1 :

Le taux de fraude diminue lorsque la probabilité d'audit seuil (seuil d'indifférence) augmente.







Graphique 1 **: Quelques exemples de la variation du taux de fraude par rapport à la probabilité d'audit seuil**

Ceci vérifie notre résultat théorique, que les assurés sont indifférents entre la fraude et l'honnêteté lorsque la fréquence d'audit est égale au seuil $\overline{\lambda}$ et choisissent de frauder si cette fréquence d'audit est inférieure à $\overline{\lambda}$. Dans le tableau 1, nous montrons que le taux de fraude s'échelonne entre 27% et 40% pour tous les cas où la fréquence d'audit est inférieure ou égale à $\overline{\lambda}$. En revanche, pour les fraudes importantes (différence importante entre le sinistre réel et la déclaration), le taux de fraude ne dépasse pas les 13% et égale 0% dans la majorité des cas. Ceci confirme le fait que, si l'assureur augmente sa fréquence de contrôle au-delà du seuil d'indifférence, il arrive à induire des comportements honnêtes de la part des assurés. Le petit nombre de fraudeurs qu'on peut qualifier de fraudeurs malins et qui déclarent des faux sinistres ou encore des montants très élevés pour des petits dommages, ont suivi le raisonnement suivant. Pour eux, la décision du montant à déclarer revient tout simplement à choisir de frauder ou pas et si on fraude alors on déclare le maximum[7].

Constat 2 :

Augmenter la fréquence d'audit au delà du seuil d'indifférence permet d'induire des comportements honnêtes.

[7] Autrement dit, c'est comme s'ils font face à un jeu de loterie, tel que par exemple pour un petit sinistre (1000€, ou même 0€), déclarer un montant maximal (8000€), ne fait perdre à l'assuré que le montant du dommage (1000€ ou 0€) et une amende de 1000€[7]. Ainsi, même si la fréquence d'audit est élevée, le fraudeur n'aura que très peu de chances de gagner les 8000€ devant perdre 1000€. Par contre, si le sinistre réel est d'un montant élevée, nous trouvons qu'il y a très peu de fraudeurs qui essayent d'augmenter leurs déclarations. Pour eux, ça peut être considéré comme une surestimation du dommage et non pas une fraude.

Tableau 1[8] : Variation du taux de fraude par rapport à la probabilité seuil $\overline{\lambda}$

Perte	Déclaration	proba seuil	Taux de fraude		
			audit 10%	audit 30%	audit 50%
0	]0, 1000]	9%	33%	27%	27%
	]1000, 2000]	52%	27%	33%	13%
	]2000, 3000]	68%	27%	27%	27%
	]3000, 4000]	76%	7%	7%	7%
	]4000, 5000]	80%	20%	20%	13%
	]5000, 6000]	84%	0%	7%	13%
	]6000, 7000]	86%	0%	0%	7%
	]7000, 8000]	88%	13%	13%	13%
1000	]1000, 2000]	24%	33%	40%	27%
	]2000, 3000]	48%	20%	20%	7%
	]3000, 4000]	61%	0%	13%	0%
	]4000, 5000]	69%	7%	7%	13%
	]5000, 6000]	74%	0%	0%	0%
	]6000, 7000]	77%	0%	0%	0%
	]7000, 8000]	80%	13%	0%	0%
2000	]2000, 3000]	16%	27%	27%	27%
	]3000, 4000]	37%	7%	0%	13%
	]4000, 5000]	49%	13%	13%	7%
	]5000, 6000]	57%	0%	0%	0%
	]6000, 7000]	63%	0%	0%	0%
	]7000, 8000]	68%	7%	13%	0%
3000	]3000, 4000]	12%	27%	27%	20%
	]4000, 5000]	29%	7%	7%	7%
	]5000, 6000]	41%	7%	0%	0%
	]6000, 7000]	49%	0%	0%	0%
	]7000, 8000]	56%	0%	7%	7%
4000	]4000, 5000]	10%	13%	7%	20%
	]5000, 6000]	25%	13%	0%	13%
	]6000, 7000]	35%	0%	0%	0%
	]7000, 8000]	43%	0%	7%	0%
5000	]5000, 6000]	8%	13%	20%	20%
	]6000, 7000]	21%	7%	0%	0%
	]7000, 8000]	31%	7%	7%	0%
6000	]6000, 7000]	7%	13%	13%	0%
	]7000, 8000]	19%	13%	0%	7%
7000	]7000, 8000]	6%	33%	20%	13%

[8] **Légende du tableau 1 :**

proba seuil = Probabilité d'audit seuil = $\overline{\lambda} = \dfrac{I_{\overline{A}}(d_i) - I_{\overline{A}}(x_i)}{S + I_{\overline{A}}(d_i) + I_A(x_i) - I_{\overline{A}}(x_i)}$

Taux de fraude = nombre de fraudeurs / nombre d'assurés (15 assurés).

Nombre de fraudeur = combien d'assuré ont déclaré au taux d'audit X %, entre x et y pour un sinistre L

D'après le test Shapiro et Wilk (1965)[9], la variable AF_{it} (ampleur de la fraude à chaque période t et pour chaque assuré i) semble ne pas respecter la condition de normalité[10]. Pour chacune des variables (AF), associées respectivement aux probabilités d'audit λ = 10%, λ = 30% et λ = 50%, nous rejetons l'hypothèse nulle selon laquelle AF est distribuée selon la loi normale (voir table ci-dessous).

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Pr > z
AF10	150	0.76309	27.566	7.519	0.00000
AF30	150	0.79834	23.464	7.154	0.00000
AF50	150	0.76607	27.219	7.490	0.00000

Nous optons pour le ***test des rang signés*** de **Wilcoxon (1945)**[11], où nous comparons les 3 traitements (λ = 10%, λ = 30% et λ = 50%). Sous l'hypothèse nulle nous admettons que les deux traitements sont similaires, c'est-à dire que l'ampleur de la fraude est la même pour deux probabilités d'audit différentes. Ainsi nous écrivons :

Test 1 : H_0 : Ampleur de fraude (pour λ = 10%) = Ampleur de fraude pour (λ = 30%)

H_A : Ampleur de fraude (pour λ = 10%) > Ampleur de fraude pour (λ = 30%)

Test 2 : H_0 : Ampleur de fraude (pour λ = 30%) = Ampleur de fraude pour (λ = 50%)

H_A : Ampleur de fraude (pour λ = 30%) > Ampleur de fraude pour (λ = 50%)

Test 3 : H_0 : Ampleur de fraude (pour λ = 10%) = Ampleur de fraude pour (λ = 50%)

H_A : Ampleur de fraude (pour λ = 10%) > Ampleur de fraude pour (λ = 50%)

[9] Nous supposons sous l'hypothèse nulle que la variable FA suit la loi normale. Nous rejetons H0, lorsque `Pr>z` est inférieure à 5%.

[10] les tests non paramétriques sont très utiles lorsque la condition de normalité est violée. La question qui se pose dès lors est « Comment peut-on savoir si la distribution d'une population est normale ? ». A partir de la distribution des données dans les échantillons et en utilisant un test statistique adéquat, il est possible, par inférence, de se faire une idée quant à la normalité de la distribution des scores dans la population. Il existe plusieurs tests statistiques qui permettent de vérifier si des données sont normalement distribuées. Citons par exemple le test W de Shapiro et Wilk (1965) ou le test K2 de D'Agostino et Pearson (1971).

[11] Voir le détail de ce test en annexe 3.2.

```
Test 1: Wilcoxon signed-rank test

   sign |  obs   sum ranks    expected
--------+-----------------------------
positive|  41      4337      4622.5
negative|  45      4908      4622.5
    zero|  64      2080        2080
--------+-----------------------------
     all|  150    11325       11325

unadjusted variance   284068.75
adjustment for ties     -288.50
adjustment for zeros  -22360.00
                     ----------
adjusted variance     261420.25

Ho: AF10 = AF30
             z =  -0.558
    Prob > |z| =   0.5766
```

```
Test 2: Wilcoxon signed-rank test

    sign |   obs   sum ranks    expected
---------+-----------------------------
positive |   47      5230.5      4348.5
negative |   31      3466.5      4348.5
    zero |   72        2628        2628
---------+-----------------------------
     all |  150       11325       11325

unadjusted variance   284068.75
adjustment for ties     -137.50
adjustment for zeros  -31755.00
                     ----------
adjusted variance     252176.25

Ho: AF30 = AF50
             z =   1.756
    Prob > |z| =   0.0790
```

```
Test 3: Wilcoxon signed-rank test

    sign |      obs   sum ranks    expected
---------+--------------------------------
positive |       50      5413.5        4455
negative |       31      3496.5        4455
    zero |       69        2415        2415
---------+--------------------------------
     all |      150       11325       11325

unadjusted variance   284068.75
adjustment for ties     -187.50
adjustment for zeros  -27973.75
                     ----------
adjusted variance     255907.50

Ho: AF10 = AF50
             z =   1.895
    Prob > |z| =   0.0581
```

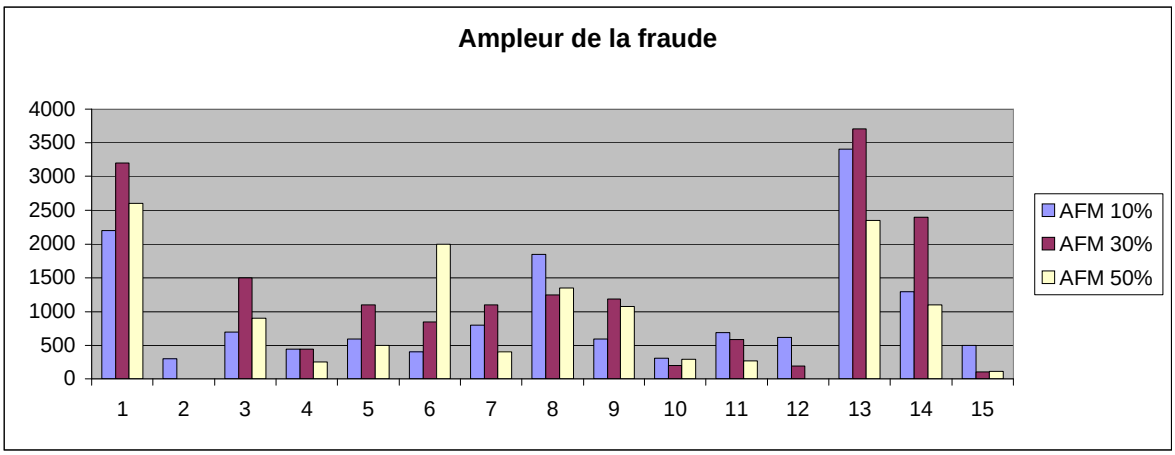
Pour le premier test (λ = 10% contre λ = 30%), nous acceptons l'hypothèse H_0, puisque la Prob > |z| est supérieure à 5%. Les assurés ne sont pas affectés par l'augmentation de la probabilité d'audit, lorsqu'elle passe de 10% à 30%. Nous pouvons conclure que l'audit aléatoire est non efficace, lorsqu'il est peu fréquent. Par contre, le test de wilcoxon, montre

une différence significative à 10% pour les traitements (10 – 50) et (30 – 50)[12]. L'ampleur de la fraude est plus importante, lorsque la fréquence d'audit est basse.

Constat 3 :

L'augmentation de la probabilité d'audit permet d'atténuer l'ampleur de la fraude.

Ce résultat est illustré par le graphique 2 ci-dessous :



Graphique 2 : Variation de l'ampleur de la fraude moyenne (AFM) par rapport à la fréquence d'audit

Concernant le résultat théorique (proposition 1) stipulant que l'assureur a intérêt à contrôler plus fréquemment les grandes déclarations de sinistres, car elles ont plus de chance d'être frauduleuses (elles sont plus douteuses), il est commode de considérer la régression suivante :

$$AF_{it} = \alpha + \theta_1 dommage_{it} + \theta_2 Sdom_{it} + \theta_3 SR_{it} + \theta_4 G_{it} + \theta_5 Det_{it} + \nu_i + \varepsilon_{it}$$

Dans cette régression, nous étudions l'ampleur de la fraude (AF_{it}) en fonction de certaines variables explicatives que nous détaillons dans le tableau qui suit:

[12] Traitement 10 – 50 correspond à la comparaison de l'ampleur de la fraude lorsque λ = 10% et λ = 50%
Traitement 30 – 50 correspond à la comparaison de l'ampleur de la fraude lorsque λ = 30% et λ = 50%

Nom de la variable	Description de la variable
AF_{it}	Ampleur de la fraude, représente pour chaque assuré i (i = 1…15) l'ampleur de la fraude à la période t (t = 1…10), c'est-à-dire la différence entre la déclaration et le dommage réellement survenu.
$dommage_{it}$	Représente le dommage subi par l'assuré i à la période t.
$Sdom_{it}$	Survenance de dommage pour l'individu i à la période t. C'est une variable muette (dummy) qui prend la valeur 0 si l'individu fait face à un dommage et 1 sinon.
SR_{it}	Sanction relative à la déclaration effectuée par l'assuré i, à la période t (refus d'indemnisation + amende).
G_{it}	Gain, représente le gain espéré de la fraude pour l'assuré i à la période t.
Det_{it}	Détection, représente une variable muette (dummy) qui prend la valeur 1 si l'assuré i a été détecté en tant que fraudeur précédemment et 0 sinon.

Dans ce modèle ($\nu_i + \varepsilon_{it}$) représente le résidu avec ν_i le paramètre individuel aléatoire et ε_{it} la variable aléatoire portant les propriétés usuelles (moyenne 0, non corrélée avec elle-même, non corrélée avec les variables explicatives, non corrélée avec ν et homoscédastique).

Les résultats de cette régression[13] (par GLS) sont donnés respectivement dans les trois tables suivantes :

[13] Dans la table, on désigne par sigma_u = σ_ν et par sigma_e = σ_ε

rho = $\rho = \dfrac{\sigma_\nu^2}{\sigma_\nu^2 + \sigma_\varepsilon^2}$

lorsque rho = 0, la composante de la variance associée au niveau de panel n'est pas importante, et l'estimateur de panel ne diffère pas de l'estimateur groupé (pooled estimator).

Soit $y_{it} = \alpha + x_{it}\beta + \upsilon_i + \varepsilon_{it}$ le modèle à estimer. R^2 représente la mesure habituelle de la qualité de l'ajustement dans une régression ordinaire. Les estimateurs de α et β sont respectivement $\hat{\alpha}$ et $\hat{\beta}$. $\overline{y}_i = \sum_t y_{it} / T_i$ et $\overline{x}_i = \sum_t x_{it} / T_i$.

R^2 overall correspond à l'équation : $\hat{y}_{it} = \hat{\alpha} + x_{it}\hat{\beta}$ (estimateur de la regression groupée)

- ***Pour p = 10%***

```
Random-effects GLS regression                   Number of obs      =       150
Group variable (i) : assure                     Number of groups   =        15
R-sq:  within  = 0.2442                         Obs per group: min =        10
       between = 0.4951                                        avg =      10.0
       overall = 0.2905                                        max =        10
Random effects u_i ~ Gaussian                   Wald chi2(5)       =     58.05
corr(u_i, X)       = 0 (assumed)                Prob > chi2        =    0.0000
------------------------------------------------------------------------------
      AF |      Coef.   Std. Err.       z     P>|z|       [95% Conf. Interval]
---------+--------------------------------------------------------------------
 dommage |  -.2178731   .0748981     -2.909   0.004      -.3646706   -.0710755
    sdom |   618.8867   403.6255      1.533   0.125      -172.2048    1409.978
      SR |  -.2914149   .0579137     -5.032   0.000      -.4049238   -.1779061
       G |   .0681051   .0255337      2.667   0.008         .01806    .1181502
     det |   1045.297   689.7917      1.515   0.130        -306.67    2397.264
   _cons |   1061.224    319.147      3.325   0.001       435.7072     1686.74
---------+--------------------------------------------------------------------
 sigma_u |  133.26532
 sigma_e |  1397.4632
     rho |  .00901201   (fraction of variance due to u_i)
```

- ***Pour p = 30%***

```
Random-effects GLS regression                   Number of obs      =       150
Group variable (i) : assure                     Number of groups   =        15
R-sq:  within  = 0.1918                         Obs per group: min =        10
       between = 0.8238                                        avg =      10.0
       overall = 0.2775                                        max =        10
Random effects u_i ~ Gaussian                   Wald chi2(5)       =     55.30
corr(u_i, X)       = 0 (assumed)                Prob > chi2        =    0.0000
------------------------------------------------------------------------------
      AF |      Coef.   Std. Err.       z     P>|z|       [95% Conf. Interval]
---------+--------------------------------------------------------------------
 dommage |  -.2190578   .0879297     -2.491   0.013      -.3913968   -.0467187
    sdom |   936.8906   464.5434      2.017   0.044       26.40224    1847.379
      SR |  -.3784433   .0809026     -4.678   0.000      -.5370095   -.2198772
       G |   .0660876   .0276326      2.392   0.017       .0119287    .1202465
     Det |   732.8317    424.437      1.727   0.084      -99.04964    1564.713
   _cons |    1393.26   303.0357      4.598   0.000       799.3206    1987.199
---------+--------------------------------------------------------------------
 sigma_u |          0
 sigma_e |  1635.8214
     rho |          0   (fraction of variance due to u_i)
```

R^2 between correspond à l'équation : $\hat{\bar{y}}_{it} = \hat{\alpha} + \bar{x}_i\hat{\beta}$ (estimateur inter-groupes ou estimateur des moyennes par groupe)

R^2 within correspond à l'équation : $\hat{\tilde{y}}_{it} = (\hat{y}_{it} - \hat{\bar{y}}_i) = (x_{it} - \bar{x}_i)\hat{\beta}$ (estimateur intra-groupes)

- ***Pour p = 50%***

```
Random-effects GLS regression                   Number of obs      =       150
Group variable (i) : assure                     Number of groups   =        15
R-sq:  within  = 0.3076                         Obs per group: min =        10
       between = 0.3200                                        avg =      10.0
       overall = 0.3104                                        max =        10
Random effects u_i ~ Gaussian                   Wald chi2(5)       =     64.81
corr(u_i, X)       = 0 (assumed)                Prob > chi2        =    0.0000
------------------------------------------------------------------------------
      AF |      Coef.   Std. Err.       z     P>|z|       [95% Conf. Interval]
---------+--------------------------------------------------------------------
 dommage |  -.1706671   .0821242     -2.078   0.038      -.3316276   -.0097065
    sdom |   737.3862   423.1798      1.742   0.081      -92.03088    1566.803
      SR |  -.3354068   .0709757     -4.726   0.000      -.4745166   -.1962969
       G |  -.0612233   .0364862     -1.678   0.093      -.1327349    .0102883
     det |   898.8112   396.7785      2.265   0.023       121.1395    1676.483
   _cons |   1712.797   295.7732      5.791   0.000       1133.092    2292.502
---------+--------------------------------------------------------------------
 sigma_u |          0
 sigma_e |  1354.3856
     rho |          0   (fraction of variance due to u_i)
```

D'après les trois régressions précédentes, nous constatons que le modèle est globalement significatif (cf. test de Wald, Prob > chi2 = 0.000), ainsi que les coefficients des différentes variables explicatives (dont certaines variables ne sont significatives qu'à 10%).

Les estimateurs des variables (dommage et SR) sont affectés d'un signe négatif et celui de la variable sdom est affecté d'un signe positif, dans les trois cas. Ce résultat indique que l'ampleur de la fraude diminue

- ✓ lorsque le montant du dommage augmente,
- ✓ lorsque l'assuré subit un dommage,
- ✓ lorsque la sanction relative augmente.

Ce résultat indique que les assurés ont moins tendance à faire gonfler leurs déclarations lorsque le montant du dommage réel est assez élevé. En effet, à cause de la sévérité de la sanction, il n'est pas intéressant à l'assuré de frauder lorsque le dommage survenu est important, puisque dans ce cas, il risque supporter lui-même le dommage, en plus du paiement d'une amende à l'assureur. Par contre, lorsque le dommage est de petite taille, ou nul, la déclaration frauduleuse détectée amène uniquement au paiement de l'amende. En revanche, le gain de la fraude est important si l'assuré échappe à la détection. D'où le constat suivant :

Constat 4 :

La fraude est moins importante en cas de dommage de grande taille que de dommage de petite taille.

Ce résultat est en accord avec la théorie (proposition 1), dans la mesure où les grandes déclarations peuvent correspondre au cas où l'assuré subisse un petit dommage et gonfle le montant de la déclaration (fraude plus importante). En plus de la sévérité de la sanction, pour les sinistres de montants élevés, le fraudeur a moins de marge de manœuvre pour gonfler sa déclaration.

Constat 5 :

La fraude est moins importante lorsque la sanction est assez sévère.

Ce constat s'explique, en plus du signe négatif de la variable SR (sanction relative), aussi par le signe positif du coefficient de la variable G (gain espéré de la fraude). Ceci dit que lorsque le gain de la fraude augmente, l'ampleur de la fraude augmente aussi. En effet, d'après le tableau 2 ci–dessous, nous constatons que pour les cas où la fréquence d'audit est de 10% ou de 30%, le taux de fraude s'échelonne entre 7% et 13%. Ce taux reste relativement bas, expliquant le fait que seulement une minorité d'assurés prennent le risque de faire des déclarations élevés pour de petits sinistres et en présence d'audit. Pour eux, la fraude est une source de gain, et consiste à choisir entre perdre l'indemnité d'assurance (relativement petite pour des dommages petits) et payer l'amende avec une faible chance, ou bien gagner une indemnité non méritée, assez élevée (correspondant à une déclaration élevée) avec forte chance. Nous avons remarqué aussi, que cette classe d'assurés correspond à ceux qui disposent d'un capital de début de période assez important leur permettant de faire face aux pertes en cas de détection, ou bien ceux qui voient qu'ils ont beaucoup perdu du fait de payer des primes d'assurance sans être sinistrés et veulent profiter de la fraude pour récupérer ce qu'ils ont payé sans en bénéficier. Ce comportement concerne surtout le cas de déclaration de faux sinistre[14], ou celui d'exagération de dommage pour les grands montants de sinistre. Pour le premier cas, la fraude détectée ne fait perdre à l'assuré que le montant de l'amende et pour le second cas, le montant de la fraude est relativement petit par rapport au dommage réel, et donc l'assuré peut être pardonnée par l'assureur, en considérant cette fraude comme une

[14] Faux sinistre : déclarer un dommage qui n'a jamais eu lieu.

surestimation du sinistre. Avec cette manœuvre, le fraudeur tente se faire payer par son assureur un ancien dommage non réclamé ou non remboursé, ou bien récupérer le montant de la prime. Ceci explique encore plus le signe positif du coefficient de la variable Det. En effet, lorsque l'assuré est détecté précédemment, et lorsque la probabilité d'audit n'est pas très élevée, l'assureur peut encore tenter d'augmenter son gain par la fraude.

Constat 6 :

Lorsque le gain de la fraude augmente, l'assureur a intérêt à augmenter la fréquence de contrôle.

Ce résultat confirme le corollaire 1, où l'assureur doit augmenter la fréquence de contrôle surtout lorsqu'il applique une amende peu sévère relativement au coût d'indemnité à rembourser. La stratégie optimale de l'assureur est donc, de fixer la fréquence d'audit à sa valeur maximale pour les grands sinistres et qu'il suffit qu'elle soit légèrement supérieure au seuil d'indifférence $\overline{\lambda}$ pour les petits sinistres. Cette suggestion souligne l'idée que, si l'assureur estime que le coût d'audit est plus élevé que l'indemnité, alors il vaut mieux qu'il rembourse le sinistre sans vérification. Par contre, si l'indemnité d'assurance à payer est assez élevée, alors une expertise des déclarations est nécessaire dans ce cas[15].

Tableau 2 : Taux de fraude réelle pour les grandes déclarations :

		taux de fraude réelle		
Sinistre	Déclaration	audit 10%	audit 30%	audit 50%
0	]5000, 6000]	0%	7%	13%
	]6000, 7000]	0%	0%	7%
	]7000, 8000]	13%	13%	13%
1000	]5000, 6000]	0%	0%	0%
	]6000, 7000]	0%	0%	0%
	]7000, 8000]	13%	0%	0%
2000	]5000, 6000]	0%	0%	0%
	]6000, 7000]	0%	0%	0%
	]7000, 8000]	7%	13%	0%
3000	]6000, 7000]	0%	0%	0%
	]7000, 8000]	0%	7%	0%
5000	]6000, 7000]	7%	0%	0%
	]7000, 8000]	7%	7%	0%
6000	]7000, 8000]	13%	0%	7%
7000	]7000, 8000]	33%	20%	13%

[15] Voir encore le tableau 2-bis1 et le tableau 2-bis2 en annexe 3.4.

2.2.2. Audit systématique probabiliste :

Ce second paragraphe, est dédié à la description ainsi qu'à l'analyse de nos résultats expérimentaux concernant l'audit déterministe. Nous visons également à tester les propositions 3 et 4 présentées dans la partie théorique de ce chapitre et à vérifier les hypothèses suivantes :

✓ L'assureur doit mener un audit déterministe de bonne qualité et appliquer une sanction élevée pour dissuader la fraude (proposition 3) ;

✓ L'audit systématique probabiliste est efficace lorsque la probabilité de détection est maximale (proposition 4) ;

✓ Lorsque la procédure d'audit est imparfaite, l'assureur doit améliorer au maximum la qualité de cet audit et menacer les fraudeurs par une sanction sévère (corollaire 2).

Il convient tout d'abord, après la vérification de la condition de normalité à l'aide du test d'Agostino et al. (1990)[16], de comparer à travers le test ***des rangs signés*** **de Wilcoxon** (1945)[17], les trois traitements suivants :

- Audit Systématique probabiliste avec p = 10%
- Audit Systématique probabiliste avec p = 30%
- Audit Systématique probabiliste avec p = 50%

(p étant la probabilité de détection de la fraude)

L'idée ici consiste à tester l'évolution du taux de fraude moyen[18] en fonction de l'évolution de la probabilité p.

Pour ceci, nous avons besoin des 3 tests suivants :

Test 1 : H_0 : Taux de fraude (pour p = 10%) = taux de fraude pour (p = 30%)

H_A : Taux de fraude (pour p = 10%) > taux de fraude pour (p = 30%)

[16] Avant d'opter pour le test non paramétrique de Wilcoxon, il convient de vérifier la condition de normalité. D'après le test d'Agostino, la condition de normalité est violée. Pour la variable TFM (pour λ = 10%, λ = 30% et λ = 50%), nous rejetons l'hypothèse nulle selon laquelle cette variable suit la loi normale.

[17] Pour plus de détail sur ce test, voir annexe 3.2.

[18] Le taux de fraude moyen, représente pour chaque assuré le taux de fraude sur les 10 périodes jouées.

Test 2 : H_0 : Taux de fraude (pour p = 30%) = taux de fraude pour (p = 50%)

H_A : Taux de fraude (pour p = 30%) > taux de fraude pour (p = 50%)

Test 3 : H_0 : Taux de fraude (pour p = 10%) = taux de fraude pour (p = 50%)

H_A : Taux de fraude (pour p = 10%) > taux de fraude pour (p = 50%)

Les résultats de ces trois tests figurent respectivement dans les 3 tables suivantes :

```
Test 1: Wilcoxon signed-rank test

    sign | obs   sum ranks    expected
---------+-----------------------------
positive | 7          31        22.5
negative | 2          14        22.5
    zero | 0           0           0
---------+-----------------------------
     all | 9          45          45

unadjusted variance       71.25
adjustment for ties        0.00
adjustment for zeros       0.00
                      ----------
adjusted variance         71.25

Ho: TFM10 = TFM30
             z =   1.007
    Prob > |z| =   0.3139
```

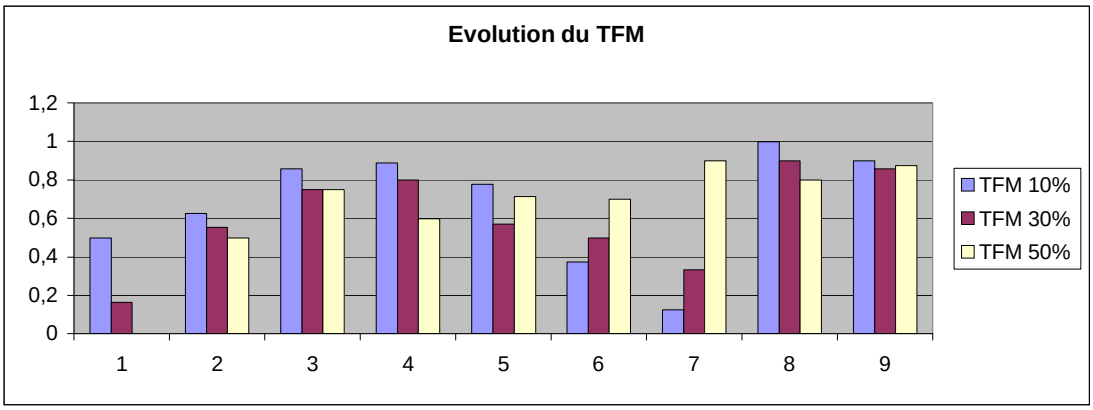
```
Test 2: Wilcoxon signed-rank test

    sign |  obs   sum ranks    expected
---------+-----------------------------
positive |   4        20.5          22
negative |   4        23.5          22
    zero |   1           1           1
---------+-----------------------------
     all |   9          45          45

unadjusted variance       71.25
adjustment for ties       -0.12
adjustment for zeros      -0.25
                      ----------
adjusted variance         70.88

Ho: TFM30 = TFM50
             z =  -0.178
    Prob > |z| =   0.8586
```

```
Test 3: Wilcoxon signed-rank test

    sign |      obs   sum ranks    expected
---------+---------------------------------
positive |        7          29        22.5
negative |        2          16        22.5
    zero |        0           0           0
---------+---------------------------------
     all |        9          45          45

unadjusted variance       71.25
adjustment for ties        0.00
adjustment for zeros       0.00
                      ----------
adjusted variance         71.25

Ho: TFM10 = TFM50
             z =   0.770
    Prob > |z| =   0.4413
```

Pour les trois tests, nous acceptons l'hypothèse nulle, selon laquelle les deux traitements sont semblables puisque Prob > |z| est supérieure à 5%.

Constat 7 :

Malgré l'accroissement des chances de détection de la fraude, l'audit systématique probabiliste n'est pas parfaitement dissuasif.



Graphique 3 : Evolution du taux de fraude moyen (TFM) en fonction de p

Ce constat traduit l'idée que le taux de fraude moyen suit la même variation pour les 3 cas, avec de légères diminutions lorsque la probabilité de détection de la fraude (p) augmente, comme le montre le graphique 3 ci-dessus. C'est pour cette raison que nous trouvons que les trois traitements sont semblables, selon le test de wilcoxon[19].

Ce résultat est en accord avec la théorie (proposition 3 et 4), dans la mesure où p = 50% n'est pas suffisante pour que la procédure d'audit soit dissuasive. Il est de l'intérêt de l'assureur de mener un audit de bonne qualité, pour pouvoir induire des comportements honnêtes.

[19] Le même test appliqué pour comparer l'ampleur de la fraude dans les 3 cas (p = 10%, p = 30% et p = 50%), montre aussi que les trois traitements sont semblables. Ce qui confirme qu'en cas d'audit systématique probabiliste, l'augmentation des chances de détection, n'affecte pas le comportement de l'assuré. (voir les résultats de ce test en annexe 3.7.

Tableau 3 : Taux de Fraude Réel (TFR) pour $\overline{p}$ max

		audit 10%	audit 30%	audit 50%
Sinistre	**$\overline{p}$ max**	**TFR**	**TFR**	**TFR**
0	88%	33%	22%	44%
1000	80%	11%	22%	11%
2000	68%	22%	22%	22%
3000	56%	22%	22%	33%
4000	43%	33%	11%	33%
5000	31%	22%	11%	11%
6000	19%	11%	0%	0%
7000	6%	33%	33%	22%

Nous remarquons de plus, d'après le tableau 3, que même si la probabilité de détection est plus importante que la probabilité de détection seuil maximale (p> $\overline{p}_{\mathbf{max}}$ théorique)[20], il existe toujours un taux de fraude positif. Ce qui prouve encore plus que l'audit est non efficace. En effet, les petits dommages sont plus sujets à la fraude puisque la sanction relative est petite. Pour ces sinistres, même 50% de chance de détection n'est pas suffisant pour dissuader totalement la fraude (les taux de fraude sont assez élevés). Ces taux tendent à baisser pour les sinistres de plus grands montants, auxquels correspondent des $\overline{p}_{\mathbf{max}}$ moins élevés[21]. Ceci confirme bien notre proposition 4. Pour les petits sinistres dont la probabilité de détection (10%, 30% et 50%) est en dessous de $\overline{p}_{\mathbf{max}}$, le taux de fraude réel est assez élevé. Nous en déduisons que l'audit déterministe imparfait n'est pas dissuasif, si le taux de détection n'atteint pas son niveau maximal. En revanche, le taux de fraude tend à décroître, lorsque les sinistres sont de montants élevés et ne laissent pas trop de chances pour frauder. A ces sinistres correspondent des probabilités seuil $\overline{p}_{\mathbf{max}}$ basses ($\overline{p}_{\mathbf{max}}$ <10% pour un dommage = 7000), ce qui prouve d'une part la décroissance du taux de fraude et d'autre part l'efficacité de l'audit (dissuasif) malgré son imperfection. Cette interprétation donne lieu au constat suivant :

[20] $\overline{p}_{\mathbf{max}}$ représente la valeur maximale que peut atteindre la probabilité de détection seuil $\overline{p}$, pour chaque sinistre éventuel. $\overline{p}_{max} = \dfrac{I(d_i) - I(x_i)}{I(d_i) + S}$ avec $I(d_i)$ l'indemnité correspondant à la déclaration (d_i), $I(x_i)$ l'indemnité correspondant au dommage (x_i) et S la sanction.
Probabilité seuil : probabilité de détection pour laquelle l'assuré est juste indifférent entre la fraude et l'honnêteté. Pour plus de détail, voir section 1 (audit systématique probabiliste).

[21] Exemple : pour un sinistre de 6000, $\overline{p}_{\mathbf{max}}$ = 19% qui est < 30% et à 50%, c'est ainsi que le taux de fraude pour ces deux niveaux de détection est nul.

Constat 8 :

L'ampleur de la fraude diminue lorsque :

- *les dommages réellement survenus sont importants ;*
- *lorsque la probabilité de détection de la fraude augmente ;*
- *et lorsque la sanction est élevée*

A partir de ces différentes constatations, nous avons construit le modèle suivant[22] :

$$AF_{it} = \alpha + \theta_1 dommage_{it} + \theta_2 SR_{it} + \theta_3 G_{it} + \theta_4 Det_{it} + \nu_i + \varepsilon_{it}$$

Nous désignons par AF_{it} l'ampleur de la fraude (= déclaration – dommage), pour l'assuré i (i = 1…9) à la période t (t = 1 ….10), SR la sanction relative, G le gain de la fraude et Det le fait que l'assuré soit détecté ou non précédemment (1 si détecté et 0 ailleurs). $(\nu_i + \varepsilon_{it})$ représente le résidu avec ν_i le paramètre individuel aléatoire et ε_{it} la variable aléatoire portant les propriétés usuelles (moyenne 0, non corrélée avec elle-même, non corrélée avec les variables explicatives, non corrélée avec ν et homoscédastique).

L'estimation de ce modèle pour les 3 cas (p = 10%, p = 30% et p = 50%) par GLS, nous donne les résultats suivants :

[22] Nous admettons le même modèle que dans le paragraphe précédent (audit aléatoire), nous gardons ainsi les mêmes hypothèses ainsi que les mêmes notations.

- **Pour p = 10%**

```
Random-effects GLS regression                   Number of obs      =        90
Group variable (i) : assure                     Number of groups   =         9

R-sq:  within  = 0.0874                         Obs per group: min =        10
       between = 0.7755                                        avg =      10.0
       overall = 0.2988                                        max =        10

Random effects u_i ~ Gaussian                   Wald chi2(4)       =     36.23
corr(u_i, X)       = 0 (assumed)                Prob > chi2        =    0.0000

------------------------------------------------------------------------------
      AF |      Coef.   Std. Err.       z     P>|z|       [95% Conf. Interval]
---------+--------------------------------------------------------------------
 dommage |  -.4574188    .113968     -4.014   0.000       -.680792   -.2340455
      SR |   -.384131   .1108185     -3.466   0.001      -.6013311   -.1669308
       G |   .1090425   .0294906      3.698   0.000        .051242    .1668429
     Det |   1560.793   855.7982      1.824   0.068      -116.5407    3238.127
   _cons |   819.1849   445.0815      1.841   0.066      -53.15886    1691.529
---------+--------------------------------------------------------------------
 sigma_u |          0
 sigma_e |  1714.3665
     rho |          0   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------------
```

- **Pour p = 30%**

```
Random-effects GLS regression                   Number of obs      =        90
Group variable (i) : assure                     Number of groups   =         9

R-sq:  within  = 0.2460                         Obs per group: min =        10
       between = 0.7781                                        avg =      10.0
       overall = 0.3596                                        max =        10

Random effects u_i ~ Gaussian                   Wald chi2(4)       =     42.67
corr(u_i, X)       = 0 (assumed)                Prob > chi2        =    0.0000

------------------------------------------------------------------------------
      AF |      Coef.   Std. Err.       z     P>|z|       [95% Conf. Interval]
---------+--------------------------------------------------------------------
 dommage |   -.405269    .090494     -4.478   0.000       -.582634   -.2279041
      SR |  -.3090397    .098784     -3.128   0.002      -.5026529   -.1154266
       G |   .1506463    .040138      3.753   0.000       .0719773    .2293154
     Det |  -72.60946   571.5956     -0.127   0.899      -1192.916    1047.697
   _cons |   1111.514   444.9302      2.498   0.012       239.4669    1983.561
---------+--------------------------------------------------------------------
 sigma_u |  274.17475
 sigma_e |  1435.9121
     rho |  .03517607   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
```

- **Pour p = 50%**

```
Random-effects GLS regression                   Number of obs      =        90
Group variable (i) : assure                     Number of groups   =         9

R-sq:  within  = 0.2586                         Obs per group: min =        10
       between = 0.2603                                        avg =      10.0
       overall = 0.2328                                        max =        10

Random effects u_i ~ Gaussian                   Wald chi2(4)       =     26.16
corr(u_i, X)       = 0 (assumed)                Prob > chi2        =    0.0000

------------------------------------------------------------------------------
      AF |      Coef.   Std. Err.       z     P>|z|       [95% Conf. Interval]
---------+--------------------------------------------------------------------
 dommage |  -.3883093   .1020711     -3.804   0.000      -.5883649   -.1882537
      SR |  -.3357777   .1120414     -2.997   0.003      -.5553749   -.1161806
       G |   .0152559   .0484419      0.315   0.753      -.0796885    .1102003
     Det |   1217.415   563.2416      2.161   0.031       113.4817    2321.348
   _cons |    1702.69   439.4888      3.874   0.000       841.3081    2564.073
---------+--------------------------------------------------------------------
 sigma_u |  245.90948
 sigma_e |  1622.2204
     rho |  .02246281   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
```

Ces trois régressions montrent que le modèle est globalement significatif pour les trois cas (cf. test de Wald, Prob > chi2 = 0.000). Les estimateurs des différentes variables sont aussi significatifs, à l'exception de la variable Det qui est non significative dans le cas où p = 30%, et la variable G qui est non significative dans le cas où p = 50%.

Les coefficients des variables dommage et SR sont affectés d'un signe négatif alors que ceux des variables G et Det sont positifs. Ceci montre que, la fraude est d'autant plus importante pour les petits dommages et lorsque la sanction est basse. En effet, pour les petits sinistres, les sujets, soit déclarent des montants très grands pour la simple raison que l'amende est relativement petite par rapport au gain de la fraude et les chances de détection ne sont pas très élevées, soit essayent de gonfler un peu la déclaration pour récupérer juste la prime payée. Pour cette classe de dommages, les assurés comparent les gains de la fraude (indemnités non mérités) aux pertes liées au fait d'être détecté et sanctionné. Lorsqu'ils estiment que les chances de détection sont minimes et que la sanction n'est pas aussi importante par rapport au gain, les gens choisissent sans doute de frauder (choisir par exemple entre gagner 8000 avec 90% de chances et perdre 1000 avec 10% de chances). Alors que, pour les sinistres de plus grandes tailles, l'ampleur de la fraude tend à baisser, puisque la sanction devient élevée (refus de remboursement du sinistre + amende).

En conclusion, nous confirmons qu'il est de l'intérêt de l'assureur d'améliorer au maximum la qualité de sa stratégie d'audit, et d'appliquer une amende qui dépend de l'ampleur de la

fraude (l'écart entre le dommage réel et la déclaration)[23]. Ces constatations sont conformes aux propositions théoriques.

En conclusion, nous tenons à ajouter une dernière constatation relative à la distinction de deux catégories de fraudeurs[24] :

- Une première catégorie, correspond aux assurés que nous qualifions de « fraudeurs peu opportunistes ». Pour ces sujets, l'ampleur de la fraude n'est pas très importante. Ceci explique le comportement d'assurés qui cherchent à récupérer la prime d'assurance payée sans en bénéficier, par manœuvres frauduleuses.
- Une deuxième catégorie de sujets, correspond aux assurés que nous qualifions de « fraudeurs trop opportunistes ». Ces sujets ont tenté d'obtenir des indemnités auxquelles ils n'ont pas droit en augmentant le montant du dommage déclaré. Ils ont ainsi déclaré des dommages beaucoup plus importants que leurs pertes réelles, pour la simple raison de maximisation de gain. Pour eux, frauder c'est gagner de l'argent et leur décision revient tout simplement à choisir de frauder ou pas et si c'est frauder alors c'est déclarer le maximum pour gagner le maximum.

Dans les graphiques ci-dessous, nous présentons pour chaque sinistre, les taux de fraude réelle (en ordonné) correspondant à chaque série de déclaration (en abscisse) et nous montrons les écarts entre les dommages réels et les déclarations[25]. Egalement, nous montrons pour les trois phases de l'expérimentation (p=10%, p=30% puis p=50%), comment nous pouvons distinguer la classe des fraudeurs peu opportunistes de celle des fraudeurs trop opportunistes[26].

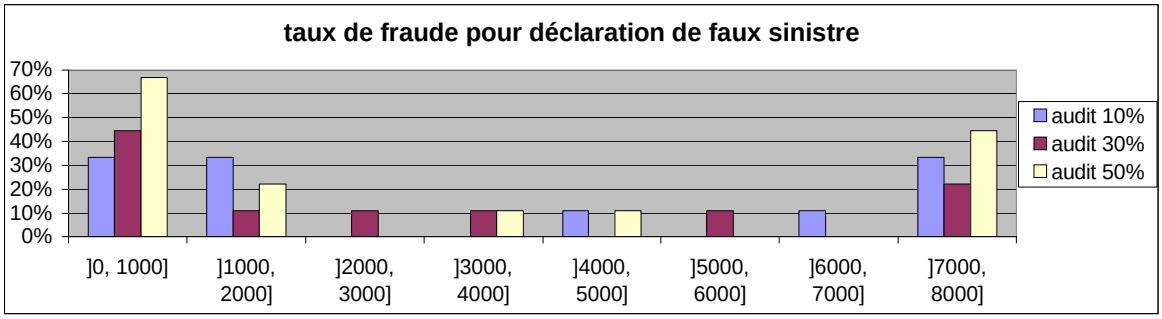
---

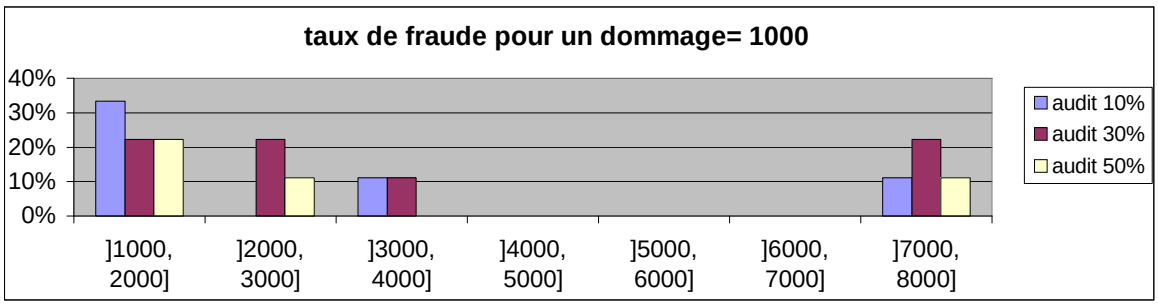
[23] Il est vrai que dans notre expérimentation, il a fallu utiliser une amende non fixée de façon exogène, mais pour des raisons de simplification du protocole expérimental, il n'était pas possible pour nous de pouvoir tester plusieurs propriétés à la fois. Ceci revient au fait que le temps consacré pour chaque session ne doit pas être encore plus long et que les participants sont des étudiants et n'ont que quelques connaissances dans le domaine de l'assurance et ne sont pas en mesure de pouvoir tout gérer à la fois. On était juste satisfait par l'étude de leurs comportements face aux deux formes d'audit pour pouvoir par la suite les comparer.

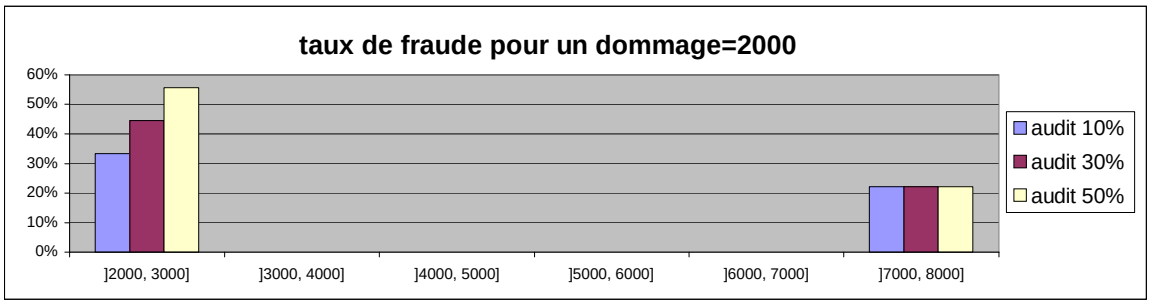
[24] Voir tableau 3-bis1 et tableau 3-bis2 en annexe 3.5.

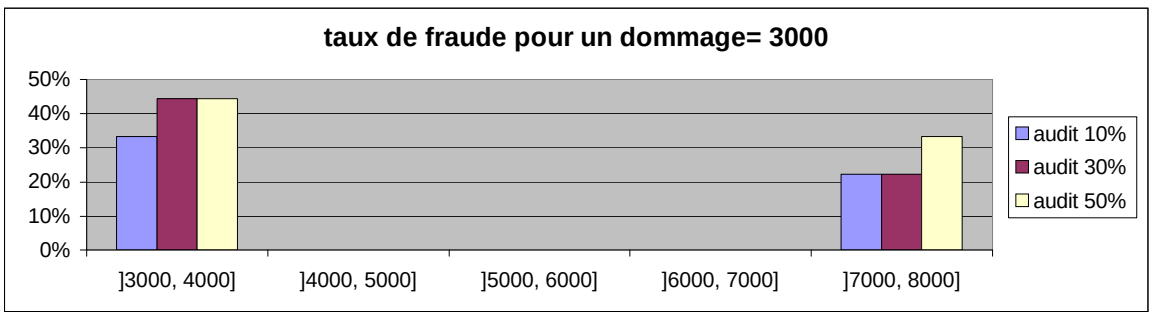
[25] Les grands écarts entre les déclarations et les pertes sont apparus surtout pour les pertes de petites tailles. Ceci s'explique par le fait que la sanction (refus d'indemnisation et amende) encourage à augmenter au maximum le montant de dommage à déclarer, lorsque le dommage réel est d'un montant relativement bas. En effet, nous avons appliqué une amende constante et indépendante du gain de la fraude. Ceci a poussé certains sujets à raisonner de la façon suivante : pour une perte relativement petite (entre 0 et 2000), déclarer un montant maximal (8000) revient exactement à décider entre gagner 8000 en cas de non détection de la fraude et perdre au plus 3000 (non indemnisation de la perte 2000 et l'amende 1000) en cas de contrôle très parfait. Si la probabilité de détecter la fraude avec exactitude est relativement petite (10% ou même 30%), un sujet trop opportuniste choisit sans doute de frauder et déclare un montant de dommage maximum.

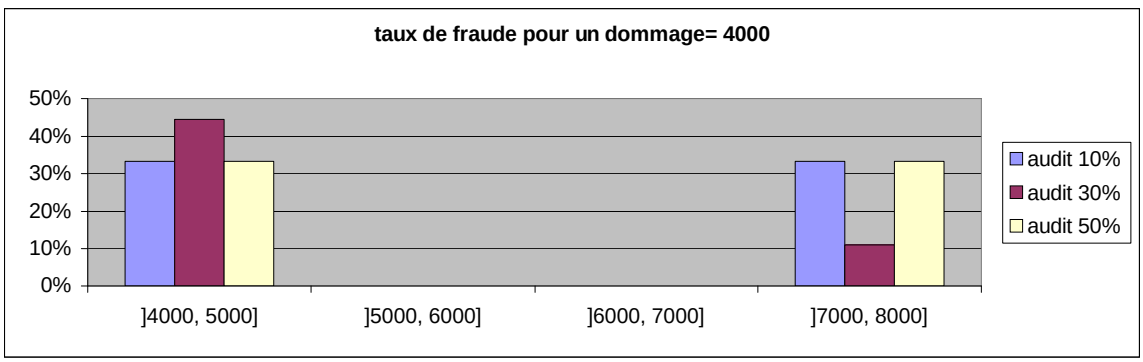
[26] Les fraudeurs trop opportunistes occupent l'extrémité droite de l'histogramme (déclaration très importante par rapport au dommage réel) et les fraudeurs peu opportunistes occupent l'extrémité gauche de l'histogramme (déclaration proche du dommage réel).

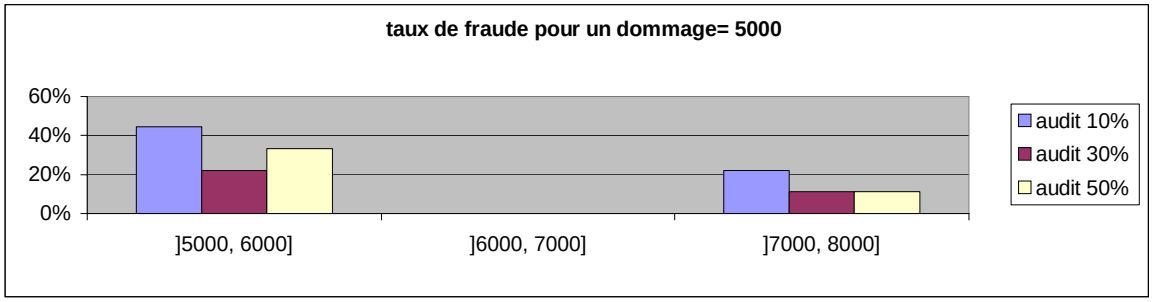

taux de fraude pour déclaration de faux sinistre
70%
60%
50%
40%
30%
20%
10%
0%
]0, 1000]
]1000, 2000]
]2000, 3000]
]3000, 4000]
]4000, 5000]
]5000, 6000]
]6000, 7000]
]7000, 8000]
audit 10%
audit 30%
audit 50%


taux de fraude pour un dommage= 1000
40%
30%
20%
10%
0%
]1000, 2000]
]2000, 3000]
]3000, 4000]
]4000, 5000]
]5000, 6000]
]6000, 7000]
]7000, 8000]
audit 10%
audit 30%
audit 50%


taux de fraude pour un dommage=2000
60%
50%
40%
30%
20%
10%
0%
]2000, 3000]
]3000, 4000]
]4000, 5000]
]5000, 6000]
]6000, 7000]
]7000, 8000]
audit 10%
audit 30%
audit 50%


taux de fraude pour un dommage= 3000
50%
40%
30%
20%
10%
0%
]3000, 4000]
]4000, 5000]
]5000, 6000]
]6000, 7000]
]7000, 8000]
audit 10%
audit 30%
audit 50%


taux de fraude pour un dommage= 4000
50%
40%
30%
20%
10%
0%
]4000, 5000]
]5000, 6000]
]6000, 7000]
]7000, 8000]
audit 10%
audit 30%
audit 50%



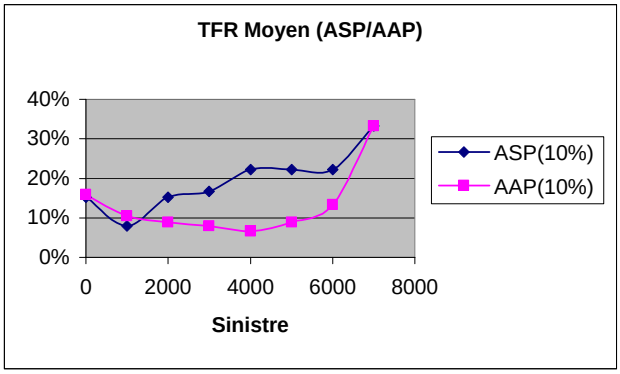
Graphique 4 : Variation du taux de fraude par série de déclaration et par sinistre

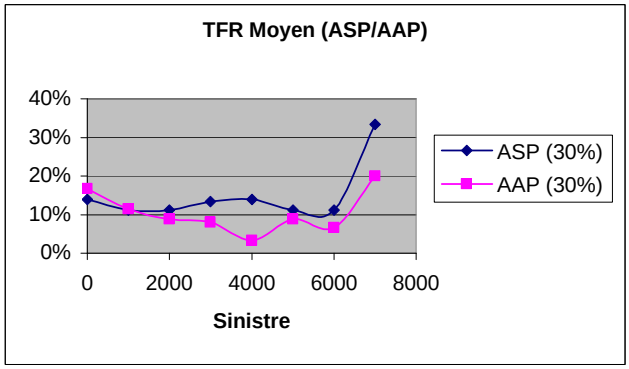
2.2.3. Quelle procédure faut-il mener ? Audit Aléatoire Parfait (AAP) ou Audit Systématique Probabiliste (ASP) :

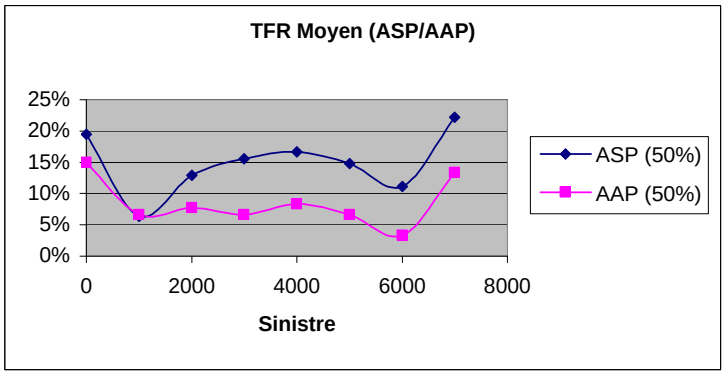
Nous arrivons au point central de notre étude, à savoir la comparaison des deux formes d'audit : l'audit aléatoire parfait (AAP) et l'audit systématique probabiliste (ASP). Ainsi, d'après la proposition 5, l'audit aléatoire parfait est plus efficace que l'audit systématique probabiliste. Il convient à ce niveau de comparer les taux de fraude réelle correspondant à chaque forme d'audit (voir tableau 4 et graphique 5 ci-dessous).

Tableau 4 : TFR Moyens pour l'ASP et l'AAP

	ASP (10%)	AAP (10%)	ASP (30%)	AAP (30%)	ASP (50%)	AAP (50%)
Sinistre	TFR Moyen		TFR moyen		TFR moyen	
0	15%	16%	14%	17%	19%	15%
1000	8%	10%	11%	11%	6%	7%
2000	15%	9%	11%	9%	13%	8%
3000	17%	8%	13%	8%	16%	7%
4000	22%	7%	14%	3%	17%	8%
5000	22%	9%	11%	9%	15%	7%
6000	22%	13%	11%	7%	11%	3%
7000	33%	33%	33%	20%	22%	13%







Graphique 5 : Variation du TFR Moyen par sinistre (ASP/AAP)

Vu que la condition de normalité[27] est violée, nous optons pour le test **U de Mann Whitney (1947)**[28], permettant de comparer les deux traitements suivants :

Traitement 0 : le comportement de fraude lorsque l'audit est systématique probabiliste.

Traitement 1 : le comportement de fraude lorsque l'audit est aléatoire.

Puisque nous disposons de trois sénarios :

p=10% et λ =10%

p=30% et λ =30%

p=50% et λ =50%

il est commode d'effectuer respectivement pour chaque cas le test suivant :

H_0 : Taux de fraude moyen (ASP) = taux de fraude moyen (AAP)

H_A : Taux de fraude moyen (ASP) > taux de fraude moyen (AAP)

[27] D'après le test d'Agostino et al (1990)

[28] Pour plus de détail sur ce test, voir annexe 3.3.

Les résultats des trois tests sont donnés respectivement, dans les trois tables suivantes :

- **Test 1 (10%):**

```
Two-sample Wilcoxon rank-sum (Mann-Whitney) test

   Treat |      obs    rank sum    expected
---------+---------------------------------
       0 |        8        91.5          68
       1 |        8        44.5          68
---------+---------------------------------
combined |       16         136         136

unadjusted variance       90.67
adjustment for ties       -1.07
                     ----------
adjusted variance         89.60

Ho: TFM(Treat==0) = TFM(Treat==1)
             z =   2.483
    Prob > |z| =   0.0130
```

- **Test 2 (30%):**

```
Two-sample Wilcoxon rank-sum (Mann-Whitney) test

   Treat |      obs    rank sum    expected
---------+---------------------------------
       0 |        8          91          68
       1 |        8          45          68
---------+---------------------------------
combined |       16         136         136

unadjusted variance       90.67
adjustment for ties       -2.93
                     ----------
adjusted variance         87.73

Ho: TFM(Treat==0) = TFM(Treat==1)
             z =   2.456
    Prob > |z| =   0.0141
```

- **Test 3 (50%) :**

```
Two-sample Wilcoxon rank-sum (Mann-Whitney) test

   Treat |      obs    rank sum    expected
---------+---------------------------------
       0 |        8          89          68
       1 |        8          47          68
---------+---------------------------------
combined |       16         136         136

unadjusted variance       90.67
adjustment for ties       -0.93
                     ----------
adjusted variance         89.73

Ho: TFM(Treat==0) = TFM(Treat==1)
             z =   2.217
    Prob > |z| =   0.0266
```

Pour les trois cas nous rejetons l'hypothèse nulle selon laquelle les deux traitements sont équivalent puisque Prob > |z| est inférieure à 5%. Ceci signifie que le taux de fraude moyen en cas d'audit systématique probabiliste est plus important que le taux de fraude moyen en cas d'audit aléatoire parfait, pourtant les chances de détection de la fraude sont les même. Nous pouvons conclure que l'audit aléatoire parfait est plus efficace que l'audit systématique probabiliste.

Constat 9 :

L'audit aléatoire parfait est plus efficace que l'audit systématique probabiliste.

Ce constat est en accord avec la proposition 5 de la partie théorique (voir encore tableau 4-bis en annexe 3.6).

Conclusion Générale:

Dans ce chapitre, nous avons présenté deux formes d'audit : l'audit aléatoire et l'audit déterministe. Par audit aléatoire, nous désignons toute procédure d'expertise menée de façon non systématique et nous supposons qu'elle est parfaite (la détection de la fraude est systématique). Nous avons montré que pour cette première forme :

✓ la probabilité d'audit doit être fixée à un niveau dépassant le niveau seuil pour lequel l'assuré est juste indifférent entre la fraude et l'honnêteté ;

✓ il est de l'intérêt de l'assureur de contrôler plus fréquemment les grandes déclarations de sinistre car elles sont plus douteuses[29] ;

✓ la probabilité d'audit peut être fixée à son niveau maximal pour les déclarations dépassant le coût d'audit, alors qu'il suffit qu'elle dépasse légèrement le seuil d'indifférence pour les déclarations inférieures au coût.

Pour ce qui est de l'audit déterministe, appelé audit systématique probabiliste, toute déclaration de sinistre est contrôlée par l'assureur, mais la qualité de cet audit n'est pas aussi bonne pour que la fraude soit détectée avec certitude. L'assureur n'arrive pas toujours à détecter les fraudeurs. Pour cette deuxième forme, nous montrons aussi que :

✓ l'audit n'est effectif (crédible et dissuasif de fraude) que s'il est de bonne qualité ;

✓ il existe un seuil de probabilité de détection maximal que l'assureur doit atteindre pour induire l'assuré à ne pas frauder ;

✓ la sanction monétaire imposée par l'assureur peut représenter un substitut à un audit de bonne qualité, si elle est très sévère. En effet, l'assureur qui n'arrive pas à garantir un audit de meilleure qualité, peut menacer l'assuré par une sanction élevée pour l'inciter à l'honnêteté.

Enfin, dans une dernière partie, nous dressons une comparaison entre l'audit aléatoire parfait et l'audit systématique probabiliste. Nous montrons que même si ces deux types d'audit confrontent l'assuré aux mêmes arbitrages (mêmes chances de détection), il s'avère plus profitable à l'assureur, de recourir à l'audit aléatoire car il est plus efficace (le taux de la fraude est plus faible).

[29] Déclarations douteuses signifie qu'elles ont plus de chances d'être frauduleuses.

Il est commode que cette comparaison, soit complétée par une analyse plus approfondie en ce qui concerne la qualité de l'audit. En effet, nous avons considéré dans ce chapitre que la fraude est non coûteuse à l'assuré et que l'audit est imparfait sans que nous donnions la cause principale à cette imperfection. Nous objectons dans les deux chapitres suivants à introduire, la possibilité de falsification des dommages (fraude coûteuse) par l'assuré pour rendre l'activité d'audit imparfaite. Notamment, par rapport à la version d'audit aléatoire présentée dans ce chapitre, nous considérons des interactions entre des assurés et des assureurs[30], et que la fréquence d'audit (parfait) dépende des décisions des assureurs et qu'elle n'est pas fixée de façon exogène (chapitre 4). Ensuite, nous intégrons dans notre analyse, l'imperfection de l'audit à travers la falsification, et nous comparons ce contexte à celui de l'audit parfait (chapitre 5).

[30] Dans ce chapitre, nous avons considéré dans la partie expérimentale que la fréquence d'audit est fixe et que les sujets sont des assurés qui jouent contre un assureur fictif (l'ordinateur). Par contre dans le chapitre 4, nous considérons un contexte plus concret, où les sujets sont des assurés et des assureurs qui interagissent pendant un certain nombre de période.

Annexe 3.1. :

Les instructions

Audit aléatoire

Vous participez à une expérimentation en économie qui s'inscrit dans un programme de recherche. Cette session est divisée en 30 périodes.

On suppose que vous êtes propriétaire d'un bien d'une valeur de 10000€. Vous êtes ainsi confronté à des situations de risques qui vous obligent à souscrire auprès de votre assureur, et contre paiement d'une prime, un contrat d'assurance multirisque qui vous indemnise en cas de dommage.

Vous êtes ainsi confronté à 8 événements de pertes qui font intervenir des garanties spécifiques. Les pertes s'échelonnent entre 0€ et 7000€.

Au début de chaque période, vous êtes doté d'un capital initial vous permettant d'acheter votre assurance.

➔ **Objectif de chaque période :**

A chaque période, l'ordinateur vous affecte aléatoirement une perte d'un montant compris entre 0 et 7000 €. Vous devez ainsi effectuer votre déclaration de sinistre. De plus vous avez la possibilité de frauder de deux façons différentes.

- Déclarer un montant de sinistre alors que vous n'avez pas subi de perte (il s'agit donc d'un faux sinistre : perte = 0 et vous déclarez un montant de perte positif soit 4000€ par exemple)
- Ou bien augmenter le montant de sinistre (par exemple votre perte est de 1000 € et vous déclarez 3500 €).

Votre déclaration est susceptible d'être contrôlée par l'assureur. L'ordinateur choisit aléatoirement si on vérifie votre déclaration. Si vous êtes fraudeur on vous sanctionne lorsque on vous contrôle. Si vous n'êtes pas contrôlé, vous recevez l'indemnité correspondant à votre déclaration et aucune pénalité ne vous est appliquée.

Le gain de la période dépend ainsi des variables suivantes : le capital initial, la perte, la déclaration, la prime, et la sanction éventuelle.

➔ **Déroulement de chaque session :**

Au début de la 1ère période vous recevez sur l'écran de votre ordinateur :

- le montant de votre capital initial qui vous permet de souscrire un contrat d'assurance, soit 9000 €.
- le montant de la prime que vous devez payer, soit P= 500 €.
- le montant du dommage (entre 0 et 7000€).

Vous devez également renseigner votre déclaration de sinistre.

A partir de la 2ème période et ça sera de même pour toutes les périodes qui suivent :

- Si vous êtes fraudeur pendant la période précédente, deux cas de figure se présentent : soit vous êtes contrôlé, auquel cas vous serez sanctionné par un refus d'indemnisation et d'une amende de 1000 €, soit vous ne l'êtes pas et vous recevez la totalité de l'indemnité dans ce cas;
- L'ordinateur vous calcule vos gains et vous affecte la nouvelle perte,
- Le montant de cette perte vous est indiqué,
- Vous devez taper le montant de votre déclaration dans la case correspondante et attendre la suite.
- L'ordinateur établit aléatoirement si vous êtes contrôlé, puis recommence les calculs des gains …

La session s'étale sur 30 périodes identiques mais la fréquence de contrôle varie tous les dix périodes. Pour les dix premières périodes, vous avez 10% de chances d'être contrôlé (à chaque période) ; pour les 10 périodes qui suivent, vous avez 30% de chances d'être contrôlé et pour les dix dernières périodes, vous avez 50% de chance d'être contrôlé.

NB : au moment du déroulement de l'expérience, il est impossible pour l'expérimentateur de vous identifier, et d'observer vos comportements.

Si vous avez des questions concernant ces instructions, nous vous remercions de les poser avant de commencer le jeu.
Merci pour votre participation.

Pour vous familiariser avec les instructions qui peuvent vous paraître difficiles, commençons par l'exemple suivant :

Now playing round N° 1

Time

Votre perte est de 6000€
Vous devez payer une prime de 500€
Votre capital initial est de 9000€
Tapez votre déclaration et attendez la suite

Feed-back Information :

Période	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**	**7**	**8**	**9**	**10….30**
Capital initial	**9000**									
Prime	**500**									
Perte	**6000**									
Déclaration										
Indemnité										
Sanction										
Gain final										

L'assuré doit taper la déclaration

Sanction = indemnité + 1000 **(si fraude)**
Sanction = 0 **(si non fraude)**

Gain final = Capital initial – perte – prime + indemnité – sanction

Audit Systématique probabiliste

Vous participez à une expérimentation en économie qui s'inscrit dans un programme de recherche. Cette session est divisée en 30 périodes.

On suppose que vous êtes propriétaire d'un bien d'une valeur de 10000€. Vous êtes ainsi confronté à des situations de risques qui vous obligent à souscrire auprès de votre assureur, et contre paiement d'une prime, un contrat d'assurance multirisque qui vous indemnise en cas de dommage.

Vous êtes ainsi confronté à 8 événements de pertes qui font intervenir des garanties spécifiques. Les pertes s'échelonnent entre 0€ et 7000€.

Au début de chaque période, chacun parmi vous est doté d'un capital, lui permettant d'acheter son assurance.

➔ Objectif de chaque période :

A chaque période, l'ordinateur vous affecte aléatoirement une perte d'un montant compris entre 0 et 7000 €. Vous devez ainsi renseigner votre déclaration de sinistre. De plus vous avez la possibilité de frauder de deux façons différentes.

- Déclarer un montant de sinistre alors que vous n'avez pas subi de perte (il s'agit donc d'un faux sinistre : perte = 0 et vous déclarez un montant de perte positif soit 4000€ par exemple)
- Ou bien augmenter le montant de sinistre (par exemple votre perte est de 1000 € et vous déclarez 3500 €).

Votre déclaration est systématiquement contrôlée à chaque période, mais il est possible que la fraude ne soit pas détectée. L'assuré fraudeur est sanctionné lorsqu'il est parfaitement contrôlé. S'il n'est pas détecté malgré un contrôle, il reçoit l'indemnité correspondant à sa déclaration et aucune pénalité ne lui est appliquée.

Le gain de la période dépend ainsi des variables suivantes : le capital initial, la perte, la déclaration, la prime, et la sanction éventuelle.

➔ Déroulement de chaque session :

Au début de la 1ère période vous recevez sur l'écran de votre ordinateur :

- le montant de votre capital initial qui vous permet de souscrire un contrat d'assurance, soit 9000 €.
- le montant de la prime que vous devez payer, soit P= 500 €.
- le montant du dommage (entre 0 et 7000€).

Vous devez également renseigner votre déclaration de sinistre à l'assureur.

A partir de la 2ème période et ça sera de même pour toutes les périodes qui suivent :

- Si vous êtes fraudeur pendant la période précédente, deux cas de figure se présentent : soit vous êtes parfaitement contrôlé, auquel cas vous serez sanctionné par un refus d'indemnisation et d'une amende de 1000 €, soit vous ne l'êtes pas et vous recevez la totalité de l'indemnité dans ce cas;
- l'ordinateur vous calcule vos gains et vous affecte la nouvelle perte,
- Le montant de cette perte vous est indiqué ;
- Vous devez taper le montant de votre déclaration dans la case correspondante et attendre la suite.
- L'ordinateur établit aléatoirement si vous êtes parfaitement contrôlé ou pas puis recommence les calculs des gains …

La session s'étale sur 30 périodes identiques mais la probabilité de détection de la fraude varie tous les dix périodes. Pour les dix premières périodes, chacun parmi vous a 10% de chances d'être détecté (à chaque période) ; pour les 10 périodes qui suivent, il a 30% de chances d'être détecté et pour les dix dernières périodes, il a 50% de chances d'être détecté.
(être détecté veut dire être parfaitement contrôlé)

NB : au moment du déroulement de l'expérience, il est impossible pour l'expérimentateur de vous identifier, et d'observer vos comportements.

Si vous avez des questions concernant ces instructions, nous vous remercions de les poser avant de commencer le jeu.
Merci pour votre participation.

Pour vous familiariser avec les instructions qui peuvent vous paraître difficiles, commençons par l'exemple suivant :

Now playing round N° 1

Votre perte est de 6000€
Vous devez payer une prime de 500€
Votre capital initial est de 9000€
Tapez votre déclaration et attendez la suite

Time [redacted]

Feed-back Information :

Période	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**	**7**	**8**	**9**	**10….30**
Capital initial	**9000**									
Prime	**500**									
Perte	**6000**									
Déclaration										
Indemnité										
Sanction										
Gain final										

L'assuré doit taper la déclaration

Sanction = indemnité + 1000 **(si fraude)**
Sanction = 0 **(si non fraude)**

Gain final = Capital initial – perte – prime + indemnité – sanction

Annexe 3.2.

Test des rangs signés de Wilcoxon (1945)

Il existe une catégorie de tests statistiques qui ne se basent pas sur l'estimation de paramètres et qui n'imposent pas de conditions d'applications strictes concernant la forme de la distribution d'échantillonnage. Ces tests sont appelés « **tests non paramétriques** » ou « **tests indépendants de toute distribution** ».

Le test des rangs signés de Wilcoxon est utile pour analyser les décisions des individus. Il permet d'apporter un jugement tel que « supérieur à » lorsqu'il s'agit de comparer deux échantillons reliés.

Les différentes étapes du test :

- Calculer les différences (D_i) entre des paires de scores provenant de deux séries d'observations X et Y. D_i est égale à la différence entre la $i^{ème}$ observation de la série X et la $i^{ème}$ observation de la série Y.

$$D_i = X_i - Y_i$$

- Classer les D_i positifs par ordre croissant. Classer les D_i négatifs par ordre croissant, mais sans tenir compte du signe.
- Attribuer un rang à chaque D_i positif et à chaque D_i négatif.
- Interclasser les deux séries en tenant compte uniquement de la valeur absolue des différences (si deux D_i ou plus sont égales, on leurs attribue le même rang).

Résultats du test :

Si les deux séries d'observations sont équivalentes (H0 est vraie : Prob > |z| est supérieure à 5%), alors la somme des rangs ayant un signe positif et la somme des rangs ayant un signe négatif, ne sont pas très différentes. On rejette H0 lorsque les sommes des rangs sont très différentes (Prob > |z| est inférieure à 5%) et on conclue que les deux séries d'observations ne sont pas équivalentes.

Annexe 3.3.

Test U de Mann-Whitney (1947)

Il s'agit pour ce test de comparer deux traitements T1 et T2 pour deux populations P1 et P2 différentes.

On mesure 2 variables X et Y quantitatives continues: X mesure pour la population P1 et Y mesure pour la population P2.

Sous l'hypothèse H0, nous supposons que les 2 traitements sont équivalents, c-à-d que les scores X et Y ont des valeurs globalement distribuées de la même manière. Nous écrivons :

H0 : X et Y ont la même loi H0 : X ≡Y

Ha : les scores de X globalement supérieurs aux scores Y Ha : X > Y

Soit n1 la taille de l'échantillon tiré de P1 et n2 celle de l'échantillon tiré de P2. Alors la taille totale des deux échantillons est n = n1 + n2.

Nous pouvons effectuer ce test avec les statistiques de Wilcoxon notées W_x et W_y ou avec les statistiques de Mann et Whitney notées U_x et U_x. Les deux méthodes ont été mises en place parallèlement et elles sont équivalentes. La méthode de Mann et Whitney est plus simple d'utilisation.

W_x est la somme des rang des mesures x_i dans l'ensemble d'individus et W_y la somme des rangs des mesures y_i.

$$W_x + W_y = \frac{n(n+1)}{2}$$

$$U_x = W_x - \frac{n_1(n_1+1)}{2} \qquad \text{et} \qquad U_y = W_y - \frac{n_2(n_2+1)}{2}$$

Le principe de U_x et U_x est le même que pour W_x et W_y, mais on fait en sorte que les domaines de variations de U_x et U_x démarrent à 0.

Annexe 3.4.

Tableau 2 –bis1[31]: Taux de fraude réelle / Taux de fraude détectée.

Sinistre	Déclaration	audit 10%		audit 30%		audit 50%	
		TFR	TFD	TFR	TFD	TFR	TFD
0	]0,3000]	87%	8%	87%	46%	67%	50%
	]3000,5000]	27%	0%	27%	25%	20%	67%
	]5000,8000]	13%	50%	20%	67%	33%	60%
1000	]1000,3000]	53%	0%	60%	33%	33%	40%
	]3000,5000]	7%	0%	20%	0%	13%	0%
	]5000,8000]	13%	0%	0%	0%	0%	0%
2000	]2000,3000]	27%	50%	27%	0%	27%	75%
	]3000,5000]	20%	0%	13%	50%	20%	0%
	]5000,8000]	7%	0%	13%	100%	0%	0%
	]3000,4000]	27%	25%	27%	50%	20%	33%
3000	]4000,6000]	13%	0%	7%	0%	7%	100%
	]6000,8000]	0%	0%	7%	0%	7%	0%
	]4000,5000]	13%	0%	7%	100%	20%	33%
4000	]5000,6000]	13%	0%	0%	0%	13%	50%
	]6000,8000]	0%	0%	7%	100%	0%	0%
5000	]5000,6000]	13%	0%	20%	33%	20%	33%
	]6000,8000]	13%	0%	7%	0%	0%	0%
6000	]6000,7000]	13%	0%	13%	0%	0%	0%
	]7000,8000]	13%	0%	0%	0%	7%	0%
7000	]7000,8000]	33%	0%	20%	67%	13%	50%

Tableau 2 – bis2 :

		taux de fraude réelle		
Déclaration	**Sinistre**	**audit 10%**	**audit 30%**	**audit 50%**
<=3000	0	87%	87%	67%
	1000	53%	60%	33%
	2000	27%	27%	27%
]3000,8000]	0	50%	47%	53%
	1000	20%	20%	13%
	2000	27%	26%	20%
	3000	40%	40%	34%
	4000	26%	13%	33%
	5000	26%	27%	20%
	6000	26%	13%	7%
	7000	33%	20%	13%

31 **Légende du tableau 2 :**
TFR = Taux de Fraude Réelle.
Représente combien d'assurés sur 15 ont déclaré entre x et y pour un sinistre L.
TFD = Taux de Fraude Détectée
Représente combien de fraudeurs parmi ceux qui pour un sinistre L ont fait une déclaration frauduleuse entre x et y, ont été détectés.

Annexe 3.5.

Tableau 3-bis 1: Variations du seuil de détection $\overline{p}$, de la sanction et du taux de fraude par sinistre

			audit 10%		audit 30%		audit 50%	
Sinistre	**Déclaration**	**Proba seuil $\overline{p}$**	**TFR**	**TFD**	**TFR**	**TFD**	**TFR**	**TFD**
0	]0, 1000]	9%	33%	67%	44%	25%	67%	33%
	]1000, 2000]	52%	33%	0%	11%	0%	22%	50%
	]2000, 3000]	68%	0%	0%	11%	0%	0%	0%
	]3000, 4000]	76%	0%	0%	11%	0%	11%	100%
	]4000, 5000]	80%	11%	0%	0%	0%	11%	0%
	]5000, 6000]	84%	0%	0%	11%	0%	0%	0%
	]6000, 7000]	86%	11%	0%	0%	0%	0%	0%
	]7000, 8000]	88%	33%	0%	22%	50%	44%	25%
1000	]1000, 2000]	24%	33%	0%	22%	50%	22%	0%
	]2000, 3000]	48%	0%	0%	22%	0%	11%	0%
	]3000, 4000]	61%	11%	0%	11%	0%	0%	0%
	]4000, 5000]	69%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	]5000, 6000]	74%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	]6000, 7000]	77%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	]7000, 8000]	80%	11%	0%	22%	0%	11%	100%
2000	]2000, 3000]	16%	33%	33%	44%	75%	56%	40%
	]3000, 4000]	37%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	]4000, 5000]	49%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	]5000, 6000]	57%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	]6000, 7000]	63%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	]7000, 8000]	68%	22%	50%	22%	0%	22%	100%
3000	]3000, 4000]	12%	33%	0%	44%	25%	44%	100%
	]4000, 5000]	29%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	]5000, 6000]	41%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	]6000, 7000]	49%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	]7000, 8000]	56%	22%	0%	22%	100%	33%	33%
4000	]4000, 5000]	10%	33%	33%	44%	50%	33%	100%
	]5000, 6000]	25%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	]6000, 7000]	35%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	]7000, 8000]	43%	33%	33%	11%	100%	33%	67%
5000	]5000, 6000]	8%	44%	0%	22%	50%	33%	33%
	]6000, 7000]	21%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	]7000, 8000]	31%	22%	50%	11%	0%	11%	100%
6000	]6000, 7000]	7%	33%	33%	22%	50%	22%	0%
	]7000, 8000]	19%	11%	0%	0%	0%	0%	0%
7000	]7000, 8000]	6%	33%	33%	33%	0%	22%	50%

Tableau 3-bis2 : Variation du TFR en fonction de l'indemnité d'assurance et de la sanction

				audit 10%	audit 30%	audit 50%
Sinistre	**Déclaration**	**Indemnité**	**Sanction**	**TFR**	**TFR**	**TFR**
0	]0, 1000]	]0,600]	1000	33%	44%	67%
	]1000, 2000]	]600,1600]		33%	11%	22%
	]2000, 3000]	]1600,2600]		0%	11%	0%
	]3000, 4000]	]2600,3600]		0%	11%	11%
	]4000, 5000]	]3600,4600]		11%	0%	11%
	]5000, 6000]	]4600,5600]		0%	11%	0%
	]6000, 7000]	]5600,6600]		11%	0%	0%
	]7000, 8000]	]6600,7600]		33%	22%	44%
1000	]1000, 2000]	]600,1600]	2000	33%	22%	22%
	]2000, 3000]	]1600,2600]		0%	22%	11%
	]3000, 4000]	]2600,3600]		11%	11%	0%
	]4000, 5000]	]3600,4600]		0%	0%	0%
	]5000, 6000]	]4600,5600]		0%	0%	0%
	]6000, 7000]	]5600,6600]		0%	0%	0%
	]7000, 8000]	]6600,7600]		11%	22%	11%
2000	]2000, 3000]	]1600,2600]	3000	33%	44%	56%
	]3000, 4000]	]2600,3600]		0%	0%	0%
	]4000, 5000]	]3600,4600]		0%	0%	0%
	]5000, 6000]	]4600,5600]		0%	0%	0%
	]6000, 7000]	]5600,6600]		0%	0%	0%
	]7000, 8000]	]6600,7600]		22%	22%	22%
3000	]3000, 4000]	]2600,3600]	4000	33%	44%	44%
	]4000, 5000]	]3600,4600]		0%	0%	0%
	]5000, 6000]	]4600,5600]		0%	0%	0%
	]6000, 7000]	]5600,6600]		0%	0%	0%
	]7000, 8000]	]6600,7600]		22%	22%	33%
4000	]4000, 5000]	]3600,4600]	5000	33%	44%	33%
	]5000, 6000]	]4600,5600]		0%	0%	0%
	]6000, 7000]	]5600,6600]		0%	0%	0%
	]7000, 8000]	]6600,7600]		33%	11%	33%
5000	]5000, 6000]	]4600,5600]	6000	44%	22%	33%
	]6000, 7000]	]5600,6600]		0%	0%	0%
	]7000, 8000]	]6600,7600]		22%	11%	11%
6000	]6000, 7000]	]5600,6600]	7000	33%	22%	22%
	]7000, 8000]	]6600,7600]		11%	0%	0%
7000	]7000, 8000]	]6600,7600]	8000	33%	33%	22%

Annexe 3.6.

Tableau4-bis : TFR (ASP/AAP)

		ASP (10%)	AAP (10%)	ASP (30%)	AAP (30%)	ASP (50%)	AAP (50%)
Sinistre	**Déclaration**	**TFR**		**TFR**		**TFR**	
0	]0, 1000]	33%	33%	44%	27%	67%	27%
	]1000, 2000]	33%	27%	11%	33%	22%	13%
	]2000, 3000]	0%	27%	11%	27%	0%	27%
	]3000, 4000]	0%	7%	11%	7%	11%	7%
	]4000, 5000]	11%	20%	0%	20%	11%	13%
	]5000, 6000]	0%	0%	11%	7%	0%	13%
	]6000, 7000]	11%	0%	0%	0%	0%	7%
	]7000, 8000]	33%	13%	22%	13%	44%	13%
1000	]1000, 2000]	33%	33%	22%	40%	22%	27%
	]2000, 3000]	0%	20%	22%	20%	11%	7%
	]3000, 4000]	11%	0%	11%	13%	0%	0%
	]4000, 5000]	0%	7%	0%	7%	0%	13%
	]5000, 6000]	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	]6000, 7000]	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	]7000, 8000]	11%	13%	22%	0%	11%	0%
2000	]2000, 3000]	33%	27%	44%	27%	56%	27%
	]3000, 4000]	0%	7%	0%	0%	0%	13%
	]4000, 5000]	0%	13%	0%	13%	0%	7%
	]5000, 6000]	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	]6000, 7000]	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	]7000, 8000]	22%	7%	22%	13%	22%	0%
3000	]3000, 4000]	33%	27%	44%	27%	44%	20%
	]4000, 5000]	0%	7%	0%	7%	0%	7%
	]5000, 6000]	0%	7%	0%	0%	0%	0%
	]6000, 7000]	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	]7000, 8000]	22%	0%	22%	7%	33%	7%
4000	]4000, 5000]	33%	13%	44%	7%	33%	20%
	]5000, 6000]	0%	13%	0%	0%	0%	13%
	]6000, 7000]	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	]7000, 8000]	33%	0%	11%	7%	33%	0%
5000	]5000, 6000]	44%	13%	22%	20%	33%	20%
	]6000, 7000]	0%	7%	0%	0%	0%	0%
	]7000, 8000]	22%	7%	11%	7%	11%	0%
6000	]6000, 7000]	33%	13%	22%	13%	22%	0%
	]7000, 8000]	11%	13%	0%	0%	0%	7%
7000	]7000, 8000]	33%	33%	33%	20%	22%	13%

Annexe 3.7.

Test de wilcoxon appliqué en cas d'audit systématique déterministe, pour comparer l'ampleur de la fraude dans les 3 cas (p =10%, p = 30% et p = 50%) :

Test 1: p = 10% contre p = 30%

Wilcoxon signed-rank test

```
    sign |      obs   sum ranks    expected
---------+---------------------------------
positive |       31        1888        1830
negative |       30        1772        1830
    zero |       29         435         435
---------+---------------------------------
     all |       90        4095        4095

unadjusted variance    61766.25
adjustment for ties      -75.75
adjustment for zeros   -2138.75
                     ----------
adjusted variance      59551.75

Ho: AF10 = AF30
             z =   0.238
    Prob > |z| =   0.8121
```

Test 2: p = 30% contre p = 50%

```
Wilcoxon signed-rank test

    sign |      obs   sum ranks    expected
---------+---------------------------------
positive |       29        1724      1844.5
negative |       33        1965      1844.5
    zero |       28         406         406
---------+---------------------------------
     all |       90        4095        4095

unadjusted variance    61766.25
adjustment for ties     -108.12
adjustment for zeros   -1928.50
                     ----------
adjusted variance      59729.62

Ho: AF30 = AF50
             z =  -0.493
    Prob > |z| =   0.6220
```

Test 1: p = 10% contre p = 50%

```
Wilcoxon signed-rank test

    sign |      obs   sum ranks    expected
---------+---------------------------------
positive |       34      1942.5        1872
negative |       30      1801.5        1872
    zero |       26         351         351
---------+---------------------------------
     all |       90        4095        4095

unadjusted variance    61766.25
adjustment for ties      -40.62
adjustment for zeros   -1550.25
                     ----------
adjusted variance      60175.38

Ho: AF10 = AF50
             z =   0.287
    Prob > |z| =   0.7738
```

Introduction Générale :

Il existe de nombreuses situations dans lesquelles l'assuré cherche à présenter le sinistre à l'assureur de manière ambiguë. L'objectif ultime de cet assuré est de garantir une indemnisation plus généreuse. L'assuré peut soit déclarer un sinistre qui n'a en réalité jamais eu lieu, soit exagérer le montant du dommage survenu. Dans la première section de ce chapitre, nous exposons un modèle simple de la théorie des contrats dans lequel, le principal est incarné par l'assureur et l'agent par l'assuré. L'idée poursuivie, est d'analyser le phénomène de fraude, à l'aide d'un modèle économique, permettant de caractériser le contrat d'assurance optimal et d'étudier les stratégies de fraude des assurés et les stratégies d'audit des assureurs. Notre démarche est similaire à celle de Schiller (2005)[1].

La fraude à l'assurance est complexe par sa nature, notamment sa mesure et sa détection représentent deux tâches très difficiles à accomplir. Comme le démontrent Weisberg et Derrig (1991), Cummins et Tennyson (1996) et Nielson et Kleffner (2003), la fraude est facile à produire mais difficile à contrôler à cause des coûts prohibitifs qu'elle implique. Pour cette raison, la fraude à l'assurance a été longtemps considérée comme étant une charge nécessaire pour les sociétés d'assurance. Un changement de ce point de vue est récemment apparu, faisant prévaloir qu'il est indispensable de la gérer et de la combattre (voir The White paper on insurance fraud, 2000).

Suivant cette voie, notre modèle traite le cas d'un assuré averse au risque qui contracte avec un assureur neutre au risque et contre paiement d'une prime, il garantit une indemnisation en cas de dommage. L'assuré fait face à des événements de perte probables et a la possibilité de frauder pour avoir une indemnité d'assurance plus importante. L'assureur s'engage de son coté à vérifier la déclaration de sinistre à l'aide d'un audit que nous supposons ici aléatoire. L'audit est parfait : toute déclaration de sinistre frauduleuse est systématiquement détectée. Le fraudeur pris est sanctionné par une pénalité monétaire.

Plusieurs études économiques nous ont précédé dans l'analyse de la fraude et dans la recherche de solutions dissuasives. Nous citons principalement, le travail de Picard et Fagart (1999) et celui de Mokherjee et Png (1987). Les deux résultats majeurs issus de ces deux

[1] Schiller (2005) explore un modèle basé sur l'engagement dans une activité d'audit au sein du paradigme d'état de vérification coûteuse. L'auteur considère que le système de détection de la fraude fournie une information sur l'état de perte réelle. Il suppose que cette information ne peut pas être manipulée par l'assuré. L'idée centrale de son papier consiste à : chercher quel effet exerce le système de détection sur le jeu d'audit ainsi que sur le contrat d'assurance optimal ; explorer les conditions sous lesquelles, le système de détection avec coût fixe est implémenté dans un marché compétitif.

travaux cités, consistent en ce que i) l'audit aléatoire est optimal et ii) qu'il est de l'intérêt de l'assureur de récompenser l'assuré honnête en cas de vérification de sa déclaration. Ceci souligne l'idée qu'il est optimal de payer une indemnité plus généreuse en cas d'audit. Cette littérature a pris comme point de départ le problème d'asymétrie d'information (voir Chiappori, Jullien, Salanié et Salanié, 2004)[2] entre l'assureur et l'assuré qui peut être résolu grâce au principe de révélation (voir Townsend, 1979 ; Mookherjee et Png, 1989 et Bond et Crocker, 1997). En particulier, lorsque les assurés détiennent l'information privée sur leurs dommages, les contrats d'assurance doivent souvent impliquer des procédures d'expertise permettant aux assureurs de vérifier l'occurrence des sinistres. Selon Fagart et Picard (1999), ces contrats assurent l'arbitrage entre deux objectifs conflictuels : le partage de risque entre l'assuré et l'assureur d'un coté et la minimisation du coût de vérification espéré d'un autre coté. Cet arbitrage permet l'apparition de la police d'audit qui associe un niveau de couverture d'assurance à la procédure de vérification. Dans ce contrat, la vérification des sinistres n'est pas systématique. L'assureur contrôle les dommages avec une probabilité qui dépend de l'ampleur de la perte déclarée.

Il faut noter aussi, que la plupart des modèles économiques traitant le problème de fraude se fondent sur le paradigme « d'état de vérification coûteuse » (voir Schiller, (2005), Schiller (2003) et Stadler et Castrillo, (2002)), que nous utilisons -nous même- comme comme mécanisme théorique pour notre modèle présenté dans ce chapitre. Ce paradigme présente un contexte particulier pour les modèles économiques traitant l'asymétrie d'information. Nous considérons une économie composée de deux parties, dont l'une est plus informée que l'autre. La partie la moins informée ne peut obtenir l'information qu'en supportant un certain coût. D'où la dénomination d'état de vérification coûteuse. En particulier, dans un contexte d'assurance, la vérification concerne les déclarations de sinistre et le coût n'est autre que le coût d'audit. Pour plus de détails sur ce sujet, nous citons les travaux de Coestier et Fombaron (2003) et Boyer (2003). L'une des hypothèses les plus importantes de ce paradigme est celle de l'engagement de l'assureur dans une stratégie d'audit dès la signature du contrat. Ceci signifie que l'assureur annonce dès le début qu'il va vérifier les déclarations de dommage avec une probabilité prédéfinie. Pour Picard (1996b), l'engagement produit un avantage de Stackelberg pour l'assureur, exactement comme dans le contexte de l'impôt sur le revenu, où l'administration fiscale joue comme un leader de Stackelberg en matière de stratégie d'audit

[2] Dans ce papier les auteurs présentent une étude empirique sur l'assurance automobile en France. Cette étude a pour objectif de tester les prédictions théoriques concernant l'existence d'une corrélation positive entre la couverture d'assurance et le risque ex post. Ils montrent ainsi que cette corrélation estimée n'est pas significativement positive.

fiscal. De nombreux travaux économiques se sont intéressés à l'étude de ce cas. Nous citons à titre d'exemple ceux de Reinganum et Wilde (1985, 1986), Border et Sobel (1987) et Mookherjee et Png (1989). Dans notre cas, nous supposons que l'assureur s'engage dans une stratégie d'audit et notre travail consiste à définir la probabilité d'audit optimale. Cette stratégie est définie de façon à ce que l'activité d'audit soit parfaite et dissuasive.

Un dernier point central de notre travail s'intéresse au sujet de l'efficacité des mesures répressives et des sanctions appliquées. Le papier de Becker (1968) est le premier à avoir analysé l'impact des sanctions sur le comportement criminel des individus. L'auteur prouve qu'il est optimal d'adopter des sanctions sévères associées à une fréquence de contrôle faible mais suffisante pour dissuader la fraude. Suivant cette idée, nous cherchons à caractériser l'arbitrage entre l'ampleur de la sanction adoptée et la fréquence d'audit utilisée.

Cette modélisation fait l'objet de la première partie du chapitre et est suivie d'une deuxième partie expérimentale servant à tester les résultats théoriques mis en exergue. Au plan expérimental, il s'agit au travers d'un échantillon d'étudiants acceptant volontairement de participer à cette expérimentation, d'analyser la fraude avec possibilité d'audit. L'expérience s'est effectuée en laboratoire, sur ordinateurs, et à l'aide d'un logiciel spécifique REGATE[3] à partir duquel nous avons programmé le protocole issu des hypothèses du modèle théorique.

L'objectif essentiel de cette expérimentation est de valider ou de rejeter certaines propositions théoriques en garantissant et en contrôlant la cohérence entre la réalité expérimentale et la théorie de référence. Pour ceci, nous avons eu recours à un jeu d'assurance entre des assurés et des assureurs, en les confrontant à un vrai problème de fraude à l'assurance avec possibilité d'audit.

[3] REGAT : logiciel expérimental, Romain Zeiliger, GATE, Université de Lyon 2.

Section1 : Fraude à l'assurance et audit aléatoire parfait (le modèle)

1.1. Le cadre d'analyse :

La modélisation que nous adoptons pour formaliser le problème de fraude avec possibilité d'audit aléatoire est la suivante. Nous considérons un contrat d'assurance entre un principal, incarné par l'assureur, supposée neutre au risque et un agent, qui est ici l'assuré, et qui fait preuve d'aversion pour le risque. Les préférences de l'assuré sont représentées par une fonction d'utilité notée U, de type Von-Neumann Morgenstern, strictement croissante et deux fois continûment différentiable et strictement concave ($U' > 0$ et $U'' < 0$).

L'assuré dispose d'une richesse initiale W_0 et fait face à des événements de perte assurables notées $x_0, x_1, x_2....., x_n$. Soit $X = \{x_0, x_1, x_2....., x_n\} \subset [0, x_n]$, tel que $x_0 = 0$ et $x_0 < x_1 < x_2 < ..... < x_n$. A chaque risque de perte x_i est associée une probabilité q_i représentant la probabilité de survenance du sinistre. La nature définit deux types d'états possibles : perte avec une probabilité $\pi = \sum_{i=1}^{n} q_i$ et pas de perte avec une probabilité $(1 - \pi) = q_0$.

Contre paiement d'une prime P, l'assuré souscrit un contrat d'assurance lui garantissant une indemnité en cas de dommage. Il peut être incité à frauder. En effet, l'assureur connaît la probabilité de survenance de la perte, mais seul l'assuré dispose de l'information privée sur la réalisation et la taille de cette perte.

Le jeu se déroule comme suit. Tout d'abord, l'état de nature (perte ou non perte) se réalise. L'assuré peut ensuite choisir de faire une déclaration frauduleuse de façon à maximiser son espérance d'utilité. Nous élaborons une classification en distinguant les deux hypothèses suivantes :

- Celle où l'assuré organise le sinistre, que ce dernier soit imaginaire ou réel. Le sinistre déclaré à l'assureur n'a en réalité jamais eu lieu. Mais une mise en scène est organisée par l'assuré, pour faire croire à la survenance du dommage : il s'agit d'un faux sinistre ;
- Celle où après la survenance du sinistre, dont la cause est extérieure à l'assuré, celui-ci victime d'un préjudice, tente obtenir une indemnisation à laquelle il n'a pas droit : il s'agit de l'exagération du montant de sinistre.

Lorsque l'état de perte ($x_i \in X$) survient, le seul comportement stratégique de l'assuré consiste alors à décider de frauder ou non en déclarant $d_i = d(x_i) \in X$ avec $d(x_i) \geq x_i$. L'assureur ne peut savoir si l'assuré est fraudeur ou honnête que sur la base de l'expertise de la déclaration. En fonction de cette déclaration, il choisit la fréquence de contrôle $\lambda(d_i) = \lambda(d(x_i))$ qui lui parait pertinente ($0 \leq \lambda(d_i) \leq 1$).

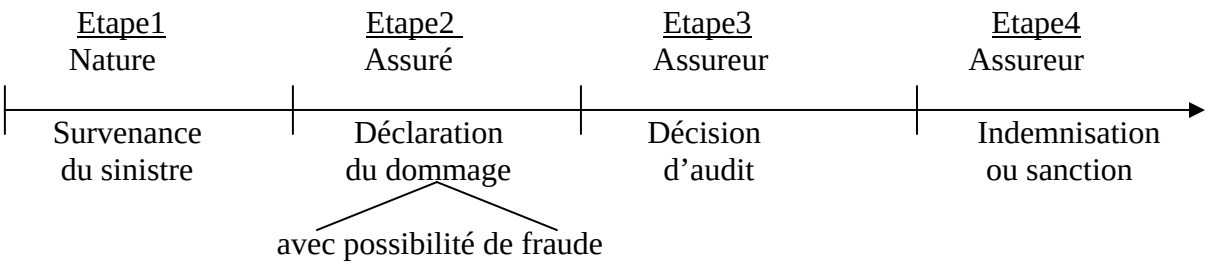
L'audit est supposé aléatoire et parfait. La fraude est systématiquement détectée lorsque la déclaration de sinistre est contrôlée. L'audit génère un coût pour l'assureur. Soit C, le coût d'audit que nous supposons constant.

On note par $I_{\overline{A}}(d_i) = I_{\overline{A}i}$ l'indemnité d'assurance lorsque la déclaration est non vérifiée, et $I_A(x_i, d_i) = I_{Ai}$ le transfert de l'assureur à l'assuré en cas d'audit. $I_A(x_i, d_i)$ dépend à la fois de la déclaration d_i et de la vraie valeur du sinistre x_i.

La détection de la fraude implique une sanction pour l'assuré. On note cette pénalité S avec $S \leq \overline{S}$. Pour des raisons de cohérence avec la réalité, nous supposons que la sanction ne peut pas atteindre des valeurs extrêmement élevées. Ceci traduit le fait que la fraude à l'assurance amène souvent l'assuré à rembourser les indemnités reçues et au pire des cas à une sentence de prison limitée. Ce sont uniquement les actes criminels qui sont sanctionnés par une peine d'emprisonnement. C'est pour cette raison que nous considérons que la sanction S ne doit pas dépasser un niveau maximum $\overline{S}$. Pour Picard (2000), $S < \overline{S}$ traduit le fait que l'assuré est soit affecté par une contrainte de liquidité, soit que cette sanction est fixée par la législation.

Nous supposons de plus que l'assureur a la possibilité de sanctionner directement le fraudeur et qu'il peut choisir lui-même le niveau de la sanction. Conformément à la réalité, il a fallu faire appel à un troisième agent qui joue le rôle du juge et qui a la charge d'appliquer la pénalité au fraudeur. Pour simplifier notre modèle, nous supposons que l'assureur peut jouer lui-même le rôle du juge. L'expert et l'assureur se fondent dans un seul agent économique, l'assureur.

Nous schématisons ci-dessous le jeu d'assurance. Il s'agit d'un jeu à information imparfaite: les agents connaissent les caractéristiques pertinentes du jeu mais l'assuré est le seul à détenir l'information quant à la survenance et la taille du sinistre. Ce jeu comporte quatre étapes comme l'indique la figure ci-dessous:



- En première étape, la nature définit si l'assuré subit un sinistre ou pas: $x_i \in \{x_0, x_1, ..., x_n\} \subset [0, x_n]$ avec une probabilité q_i.
- En deuxième étape, l'assuré décide de déclarer la vraie valeur du sinistre ou de frauder: $d(x_i) = d_i \geq x_i$ pour tout $x_i \in \{x_0, x_1, ..., x_n\}$.
- À l'étape 3, l'assureur procède à un audit avec une probabilité $\lambda_i = \lambda(d_i)$.
- À l'étape 4, en se basant sur le rapport d'audit, l'assureur choisit l'indemnité[4] d'assurance correspondante :

$$\begin{cases} * \text{en cas d'audit} : I_A(x_i, d_i) = \begin{cases} -S & \text{si } d_i > x_i \\ I_A(x_i) & \text{si } d_i = x_i \end{cases} \\ * \text{en cas de non audit} : I_{\overline{A}}(d_i) \quad \forall\, d_i \geq x_i \end{cases}$$

Nous avons présenté la forme normale d'un jeu séquentiel. Il nous reste à définir les gains des deux joueurs et tracer l'arbre de décision.

---

[4] Il est possible que lorsqu'il ne subit pas de sinistre, l'assuré puisse tenter d'avoir une indemnisation par le biais de la fraude. On envisage ici le cas de faux sinistre qui traduit le fait que l'assuré déclare un dommage à l'assureur alors qu'en réalité aucun sinistre n'a eu lieu. Ceci est illustré par le cas initial qui correspond à l'événement de perte x_0 auquel est associé la probabilité q_0. L'assuré choisit ainsi une déclaration $d(x_0) \in \{x_1, x_2, ..., x_n\}$. Selon la déclaration reçue, l'assureur choisit la probabilité d'audit $\lambda[d(x_0)]$ pour savoir si le dommage déclaré correspond bien au dommage réel ou pas. En fonction du résultat de l'audit, l'indemnité d'assurance est définie. En cas de fraude, la sanction S est appliquée.
D'une façon générale, lorsque la nature définit l'état de perte x_i avec une probabilité q_i, la stratégie de l'assuré consiste à choisir le montant de la déclaration dans l'ensemble $\{x_i, x_{i+1}, x_{i+2}, ..., x_n\}$. Déclarer $d(x_i) = x_i$ représente le cas d'honnêteté, alors que déclarer $d(x_i) > x_i$ implique une fraude qui se traduit par une exagération du montant du dommage. Puisque la taille de la perte représente une information privée pour l'assuré, alors l'assureur ne peut obtenir cette information qu'en s'appuyant sur une expertise de la déclaration. La stratégie de l'assureur est définie ainsi par la probabilité $\lambda(d_i)$ de vérifier la déclaration d_i de l'assuré. En cas d'audit, l'assuré reçoit l'indemnité $I_A(x_i, d_i)$ qui dépend à la fois du sinistre survenu et de la déclaration de l'assuré. Par contre en cas de non audit, le transfert de l'assureur à l'assuré est $I_{\overline{A}}(d_i)$ et dépend uniquement de la déclaration d_i.

Pour garantir une indemnité, l'assuré paye la prime P. Il dispose d'une richesse initiale W_0 et ses préférences sont définies à l'aide d'une fonction d'utilité concave. Nous supposons que l'assuré n'accepte le contrat d'assurance que lorsque son utilité espérée (avec assurance) est supérieure à son utilité de réserve (sans assurance):

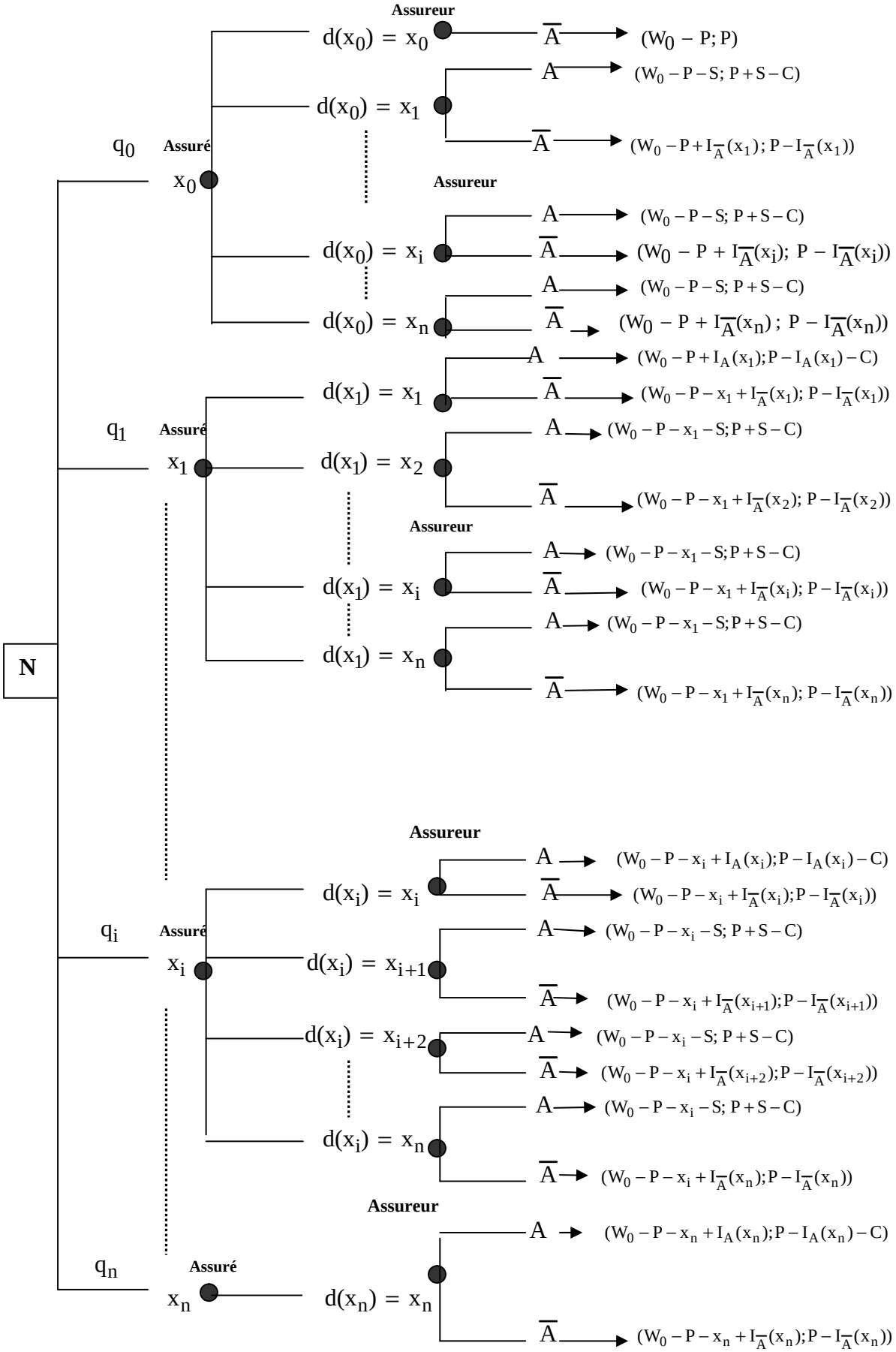
$$\text{EU(avec assurance)} \geq \overline{U} = \sum_{i=0}^{n} q_i U(W_0 - x_i)$$

Cette condition représente la contrainte de rationalité individuelle de l'assuré.

Soit W_f la richesse finale de l'assuré. En cas d'audit, $W_f = W_0 - P - x_i + I_A(x_i, d_i)$, par contre lorsque la déclaration de dommage est non vérifiée, cette richesse finale s'écrit $W_f = W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i)$. L'utilité espérée de l'assuré lorsqu'il fait face à un sinistre x_i et déclare d_i s'écrit :

$$EU = \lambda(d_i)\, U\left[W_0 - P - x_i + I_A(x_i, d_i)\right] + (1 - \lambda(d_i))\, U\left[W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(d_i)\right]$$

L'arbre de Kuhn de ce jeu est présentée comme suit :



1.2. Le contrat d'assurance optimal:

1.2.1. Probabilité d'audit et indemnité d'assurance:

Comme nous l'avons noté précédemment, W_f représente la richesse finale de l'assuré. En cas d'audit, $W_f = W_0 - P - x_i + I_A(x_i, d_i)$; par contre lorsque la déclaration de dommage est non vérifiée, cette richesse finale s'écrit $W_f = W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i)$. L'assuré est averse au risque. Il maximise l'utilité espérée de sa richesse finale.

Formellement, l'utilité espérée de l'assuré s'écrit:

$$EU = \sum_{i=0}^{n} q_i \left\{\lambda(d_i)\, U\left[W_0 - P - x_i + I_A(x_i, d_i)\right] + (1 - \lambda(d_i))\, U\left[W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(d_i)\right]\right\}$$

L'assureur est neutre au risque. Son profit espéré est défini comme suit:

$$E\prod = P - \sum_{i=0}^{n} q_i \left\{\lambda(d_i)\left[C + I_A(x_i, d_i)\right] + (1 - \lambda(d_i))\, I_{\overline{A}}(d_i)\right\}$$

Il faut noter que le profit de l'assureur doit être non négatif pour que celui-ci accepte le contrat d'assurance.

A travers cette modélisation, nous cherchons à définir les niveaux optimaux de sanction et de probabilité d'audit qui peuvent dissuader la fraude. Pour ceci, nous supposons que le contrat d'assurance optimal maximise l'utilité espérée de l'assuré sous la contrainte de participation (CP) de l'assureur (l'assureur réalise toujours un profit positif) et les contraintes d'incitation (CI) de l'assuré (l'assuré a toujours intérêt à déclarer la vérité).

Ces contraintes d'incitation sont propres au contrat révélateur et traduisent le fait que l'utilité espérée de l'assuré en cas de fraude n'est jamais supérieure à son utilité espérée en cas d'honnêteté. Formellement, ces contraintes s'écrivent:

$$\left\{\lambda(x_i)\, U(W_0 - P - x_i + I_A(x_i, x_i)) + (1 - \lambda(x_i))\, U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i))\right\}$$
$$\geq \left\{\lambda(d_i)\, U(W_0 - P - x_i + I_A(x_i, d_i)) + (1 - \lambda(d_i))\, U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(d_i))\right\}$$
$$\text{pour tout } d_i > x_i \text{ dans } \{x_0, x_1, \ldots, x_n\}$$

Il existe $\frac{n(n+1)}{2}$ contraintes d'incitation prenant cette forme[5].

Il faut noter que les montants de moindre valeurs ($x_k < x_i$) sont évidemment exclus du champ des fausses déclarations[6] ($d_i > x_i$). Alternativement, nous ajoutons les contraintes d'incitation suivantes à notre programme :

$$\{\lambda(x_k)\, U(W_0 - P - x_k + I_A(x_k, x_k)) + (1 - \lambda(x_k))\, U\,(W_0 - P - x_k + I_{\overline{A}}(x_k))\}$$
$$\geq \{\lambda(x_i)\, U(W_0 - P - x_k + I_A(x_k, x_i)) + (1 - \lambda(x_i))\, U\,(W_0 - P - x_k + I_{\overline{A}}(x_i))\}$$
$$\text{pour tout } x_i > x_k \text{ dans } \{x_0, x_1, ..., x_n\}$$

De la même façon nous montrons qu'il existe $\frac{n(n+1)}{2}$ contraintes de cette forme[7].

En cas de fraude $(d_i > x_i)$, $I_A(x_i, d_i) = -S$

Sans perte de généralité, on considère que $I_A(x_i, x_i) = I_A(x_i)$.

Le contrat d'assurance optimal est tel que l'espérance d'utilité de l'assuré est maximisée sous les deux contraintes suivantes :

---

[5] Pour l'état de perte x_0, la déclaration de l'assuré peut avoir une valeur dans l'ensemble $\{x_0, x_1, x_2, x_3, ..., x_n\}$, alors pour cet état il existe n contraintes d'incitation.
Pour l'état de perte x_1, la déclaration de l'assuré peut avoir une valeur dans l'ensemble $\{x_1, x_2, x_3, ..., x_n\}$, alors pour cet état il existe (n-1) contraintes d'incitation.
Pour l'état de perte x_i, la déclaration de l'assuré peut avoir une valeur dans l'ensemble $\{x_i, x_{i+1}, x_{i+2}, x_{i+3}, ..., x_n\}$, alors pour cet état il existe (n-i) contraintes d'incitation.
En fin, Pour l'état de perte x_{n-1}, la déclaration de l'assuré peut avoir une valeur dans l'ensemble $\{x_{n-1}, x_n\}$, alors pour cet état il existe une seule contrainte d'incitation.
En totalité, il existe $n + (n-1) + (n-2) + ... + 1 = \frac{n(n+1)}{2}$ contraintes d'incitation.

[6] Nous désignons par cette contrainte alternative, le fait que le montant x_i ne doit pas faire lui-même l'objet d'une déclaration frauduleuse. C'est-à-dire, il n'est pas optimal de déclarer x_i lorsque le dommage réel est $x_k < x_i$

[7] Pour la déclaration (frauduleuse) de perte x_1, la perte réelle de l'assuré peut avoir une valeur dans l'ensemble $\{x_0\}$, alors pour cette déclaration il existe 1 seule contrainte d'incitation.
Pour la déclaration (frauduleuse) de perte x_2, la perte réelle de l'assuré peut avoir une valeur dans l'ensemble $\{x_0, x_1\}$, alors pour cette déclaration il existe 2 contraintes d'incitation.
Pour la déclaration (frauduleuse) de perte x_i, la perte réelle de l'assuré peut avoir une valeur dans l'ensemble $\{x_0, x_1, x_2, x_3, ..., x_{i-1}\}$, alors pour cette déclaration il existe i contraintes d'incitation.
En fin, Pour la déclaration (frauduleuse) de perte x_n, la perte réelle de l'assuré peut avoir une valeur dans l'ensemble $\{x_0, x_1, x_2, ..., x_{n-1}\}$, alors pour cette déclaration il existe n contraintes d'incitation.
En totalité, il existe $n + (n-1) + (n-2) + ... + 1 = \frac{n(n+1)}{2}$ contraintes d'incitation.

- l'assureur ne fait pas de profit négatif : $E\Pi \geq 0$
- l'assuré ne fraude jamais : $d_i = x_i$ est la stratégie optimale de l'assuré

En tenant compte du principe de révélation, dans la définition du contrat optimal, la sanction n'est pas encaissée par l'assureur du fait que l'assuré est amené toujours à dire la vérité. Par conséquent cette sanction n'apparaît pas dans la contrainte de profit, ni pour la même raison dans la fonction objective.

Le contrat optimal est défini à l'aide du programme d'optimisation suivant :

$$\text{Maximiser } EU = \sum_{i=0}^{n} q_i \left\{\lambda(x_i)\, U(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) + (1-\lambda(x_i))\, U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i))\right\}$$

Sous Contraintes:

$$P - \sum_{i=0}^{n} q_i \left\{\lambda(x_i)\left[C + I_A(x_i)\right] + (1-\lambda(x_i))\, I_{\overline{A}}(x_i)\right\} \geq 0 \qquad \text{(CP)}$$

$$\left\{\lambda(x_i)\, U(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) + (1-\lambda(x_i))\, U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i))\right\}$$
$$\geq \left\{\lambda(d_i)\, U(W_0 - P - x_i - S) + (1-\lambda(d_i))\, U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(d_i))\right\}$$
$$\text{pour tout } d_i > x_i \text{ avec } x_i \in \{x_0, x_1, \ldots, x_n\} \qquad (CI_1)$$

$$\left\{\lambda(x_k)\, U(W_0 - P - x_k + I_A(x_k)) + (1-\lambda(x_k))\, U(W_0 - P - x_k + I_{\overline{A}}(x_k))\right\}$$
$$\geq \left\{\lambda(x_i)\, U(W_0 - P - x_k - S) + (1-\lambda(x_i))\, U(W_0 - P - x_k + I_{\overline{A}}(x_i))\right\}$$
$$\text{pour tout } x_i > x_k \text{ avec } x_k \in \{x_0, x_1, \ldots, x_n\} \qquad (CI_2)$$

$$S \leq \overline{S} \quad \text{et} \quad 0 \leq \lambda(x_i) \leq 1 \quad \text{pour tout } x_i$$

$$I_A(x_i) \geq -S \text{ et } I_{\overline{A}}(x_i) \geq -S \quad \text{pour tout } x_i$$

Les deux dernières conditions représentent les conditions de faisabilité du contrat.

Par ailleurs, il est optimal que la contrainte de participation de l'assureur soit saturée. Pour le prouver supposons qu'elle ne l'est pas :

$$P - \sum_{i=0}^{n} q_i \left\{\lambda(x_i)\left[C + I_A(x_i)\right] + (1-\lambda(x_i))\, I_{\overline{A}}(x_i)\right\} > 0$$

$$\Leftrightarrow \sum_{i=0}^{n} q_i \left\{\lambda(x_i)\left[P - C - I_A(x_i)\right] + (1-\lambda(x_i))[P - I_{\overline{A}}(x_i)]\right\} > 0$$

$$\Leftrightarrow \sum_{i=0}^{n} q_i \lambda(x_i)\, C + \sum_{i=0}^{n} q_i \left\{\lambda(x_i)\left[-P + I_A(x_i)\right] + (1-\lambda(x_i))[-P + I_{\overline{A}}(x_i)]\right\} < 0$$

$$\Leftrightarrow \sum_{i=0}^{n} q_i \left\{\lambda(x_i)\left[-P + I_A(x_i)\right] + (1-\lambda(x_i))[-P + I_{\overline{A}}(x_i)]\right\} < 0$$

$$\Leftrightarrow \sum_{i=0}^{n} q_i \left\{\lambda(x_i)\left[W_0 - x_i - P + I_A(x_i)\right] + (1-\lambda(x_i))[W_0 - x_i - P + I_{\overline{A}}(x_i)]\right\} < \sum_{i=0}^{n} q_i (W_0 - x_i)$$

Sachant que U est croissante et concave, alors on peut écrire :

$$\sum_{i=0}^{n} q_i \left\{\lambda(x_i) U\left[W_0 - x_i - P + I_A(x_i)\right] + (1-\lambda(x_i)) U[W_0 - x_i - P + I_{\overline{A}}(x_i)]\right\} < \sum_{i=0}^{n} q_i U(W_0 - x_i)$$

Or : $\sum_{i=0}^{n} q_i U(W_0 - x_i) = \overline{U}$

Ainsi, nous montrons que si la contrainte de participation de l'assureur n'est pas saturée à l'optimum, alors l'utilité espérée de l'assuré est inférieure à son utilité de réserve[8].

La contrainte de rationalité individuelle de l'assuré ($EU \geq \overline{U}$) est donc, intégrée implicitement dans le programme, à travers la contrainte de participation de l'assureur.

En résumé, la caractérisation du contrat d'assurance optimal permet de répondre aux deux questions suivantes : i) Quelle est la probabilité optimale que l'assureur doit choisir pour dissuader les déclarations frauduleuses ? ii) Quel est le profil d'assurance optimal que l'assureur doit utiliser pour avoir un contrat dissuasif ?

Nous définissons le contrat d'assurance comme étant la spécification des trois fonctions suivantes :

$\lambda(.) : [0, x_n] \rightarrow [0,1]$

$I_{\overline{A}}(.) : [0, x_n] \rightarrow [-S, +\infty[$

$I_A(.,.) : [0, x_n] \times [0, x_n] \rightarrow [-S, +\infty[$

La résolution du programme d'optimisation nous permet d'avoir la proposition 1, dont les démonstrations figurent en annexe 4.2 de ce chapitre.

Proposition1 :

Le contrat d'assurance optimal possède les propriétés suivantes :

i) $\lambda(x_i) < 1$ pour tout x_i si on a :

$$\left\{\lambda(x_i) U(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) + (1-\lambda(x_i)) U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i))\right\} > U(W_0 - P - x_i - S)$$

ii) $I_A(x_i) > I_{\overline{A}}(x_i)$ pour tout x_i tel que $\lambda(x_i) > 0$

iii) si $\lambda(d_i) > 0$ pour une déclaration d_i alors il existe un dommage x_i tel que :

$$\left\{\lambda(x_i) U(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) + (1-\lambda(x_i)) U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i))\right\}$$
$$= \left\{\lambda(d_i) U(W_0 - P - x_i - S) + (1-\lambda(d_i)) U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(d_i))\right\}$$

[8]Ceci veut dire que l'assuré n'accepte pas le contrat d'assurance : si son utilité de réserve est supérieure à son utilité espérée en cas où il achète le contrat d'assurance, alors il préfère la non assurance.

La proposition 1 est similaires aux résultats de Mokherjee et Png (1987) et ceux de Fagart et Picard (1999).

Dans cette proposition, la condition C figurant dans (i) et qui stipule que pour tout x_i, l'utilité espérée de l'assuré en cas d'honnêteté est supérieure à son utilité en cas de fraude détectée, est illustrée par l'inéquation suivante :

$$\{\lambda(x_i)\,U(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) + (1-\lambda(x_i))\,U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i))\} > U(W_0 - P - x_i - S)$$

Ceci indique qu'une pénalité significative peut être imposée aux fraudeurs détectés pour avoir déclaré des sinistres frauduleux. En effet, Mokherjee et Png (1987) supposent que $W_0 - x_i = P - S$. Ceci signifie que la richesse finale ($W_f = W_0 - P - x_i - S$) est nulle ($W_f = 0$) pour tout assuré fraudeur détecté, et qu'elle est positive à l'optimum pour tout assuré honnête. D'autre part, Fagart et Picard (1999) ont supposé que $P - S \equiv S$, c'est-à-dire que la pénalité possède une limite supérieure soit à cause de la contrainte de liquidité de l'assuré ou encore à cause de la fixation de cette sanction par la législation. Pour ces deux auteurs, la condition C n'est établie que si la sanction S est fixée à un niveau suffisamment élevé.

Dans la proposition 1, la première hypothèse (i), implique que l'audit doit être aléatoire si l'utilité espérée de l'assuré en cas d'honnêteté est supérieure à son utilité en cas de fraude. Ceci illustre l'idée que l'assuré préfère ne pas frauder lorsque l'audit est déterministe (la probabilité d'audit est égale à 1). Dans ce cas, le fait de décroître légèrement la probabilité d'audit, permet de réduire le coût espéré pour l'assureur. Par conséquent cela permet de décroître la prime P, et implicitement accroître l'utilité espérée de l'assuré, sans induire ce dernier à frauder. La deuxième hypothèse (ii) montre que l'indemnité d'assurance d'un assuré honnête en cas d'audit, doit être plus généreuse que celle versée en cas de non audit. Cette proposition illustre l'idée que l'assureur doit récompenser l'assuré honnête en cas de vérification de sa déclaration. Ce résultat a été initialement avancé par Mookherjee et Png (1987). En effet, si pour un dommage x_i on a $I_A(x_i) < I_{\overline{A}}(x_i)$ et on augmente $I_A(x_i)$ légèrement et on diminue $I_{\overline{A}}(x_i)$ légèrement, alors le coût espéré $\lambda(x_i)I_A(x_i) + [1 - \lambda(x_i)]I_{\overline{A}}(x_i)$ ne sera pas changé. Ce changement n'affecte pas la contrainte d'incitation et permet par contre d'accroître l'utilité espérée de l'assuré, ce qui contredit l'optimalité du contrat initial. En outre, si $I_A(x_i) = I_{\overline{A}}(x_i)$, la même variation n'exerce aucun effet de premier ordre sur l'utilité espérée et cela permet à l'assureur de réduire la probabilité

d'audit ($\lambda(x_i)$) sans perturber la contrainte d'incitation. Le coût espéré décroît, ce qui implique une décroissance de la prime P et par conséquent une croissance de l'utilité espérée. Ce qui contredit aussi l'optimalité du contrat initial. Enfin, l'hypothèse (iii) montre que pour une déclaration d_i vérifiée avec une probabilité positive $\lambda(d_i) > 0$, il existe un niveau de perte x_i, tel que l'assuré est indifférent entre dire la vérité ou frauder. En d'autres termes, lorsqu'une déclaration d_i est contrôlée avec une probabilité positive, une décroissance de la probabilité d'audit $\lambda(d_i)$ peut inciter l'assuré à frauder pour au moins un niveau de dommage x_i. Egalement, si ce n'est pas le cas, alors une baisse de cette probabilité n'affecte pas la contrainte d'incitation. Cette variation permet à l'assureur d'économiser en coût de l'audit et s'ensuit par une baisse de la prime d'assurance. Ainsi, ce phénomène amène à accroître l'utilité espérée de l'assuré, et ce qui contredit l'optimalité du contrat initial.

1.2.2. La probabilité d'audit optimale lorsque U est CARA :

Dans ce paragraphe, nous visons à simplifier le problème en supposant que la fonction d'utilité est du type CARA. A l'aide du lemme 1, nous remplaçons les [n(n+1)] contraintes d'incitation par une seule. Cette simplification permet de mieux caractériser les termes du contrat et d'approfondir les résultats.

Lemme 1 :

Lorsque la fonction d'utilité de l'assuré est CARA, et si on a : $I_A(x_i) > I_{\overline{A}}(x_i) > I_{\overline{A}}(\hat{x}_i)$

avec $I_{\overline{A}}(\hat{x}) = \inf\{I_A, I_{\overline{A}}(x_i), x_i \in X\}$ (1)

et que :

$$U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(\hat{x})) \geq (1-\lambda(x_i))U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(x_i)) + \lambda(x_i)U(W_0 - P - S) \quad \forall x_i \in X \qquad (2)$$

alors toutes les contraintes d'incitation sont vérifiées.

(voir preuve en annexe 4.3)

$\hat{x}$ étant la déclaration de sinistre à laquelle correspond la plus petite indemnité d'assurance. La condition (2) traduit le fait que l'assuré est dissuadé de déclarer un sinistre frauduleux quel

que soit le montant du dommage réel, si et seulement si, il est dissuadé de frauder lorsqu'il a le droit d'avoir la plus petite indemnité d'assurance[9].

De surcroît, le nouveau programme d'optimisation s'écrit comme suit :

$$\text{Maximiser } EU = \sum_{i=0}^{n} q_i \left\{\lambda(x_i)\, U(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) + (1-\lambda(x_i))\, U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i))\right\}$$

Sous Contraintes:

$$P - \sum_{i=0}^{n} q_i \left\{\lambda(x_i)\left[C + I_A(x_i)\right] + (1-\lambda(x_i))\, I_{\overline{A}}(x_i)\right\} \geq 0 \qquad \text{(CP)}$$

$$U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(\hat{x})) \geq (1-\lambda(x_i))U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(x_i)) + \lambda(x_i)U(W_0 - P - S)$$
$$\forall x_i \in X \qquad \text{(CI)}$$

La résolution de ce programme d'optimisation nous permet d'avoir la proposition 2 dont la démonstration figure en annexe 4.3.

Proposition 2 :

La probabilité d'audit représente une fonction strictement croissante et concave avec l'indemnité d'assurance versée en cas de non audit $I_{\overline{A}}$.

$$\lambda(x_i) = \frac{U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(x_i)) - U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(\hat{x}))}{U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(x_i)) - U(W_0 - P - S)}$$

avec $0 < \lambda < 1$, $\lambda'_{I_{\overline{A}}} > 0$ et $\lambda''_{I_{\overline{A}}} < 0$

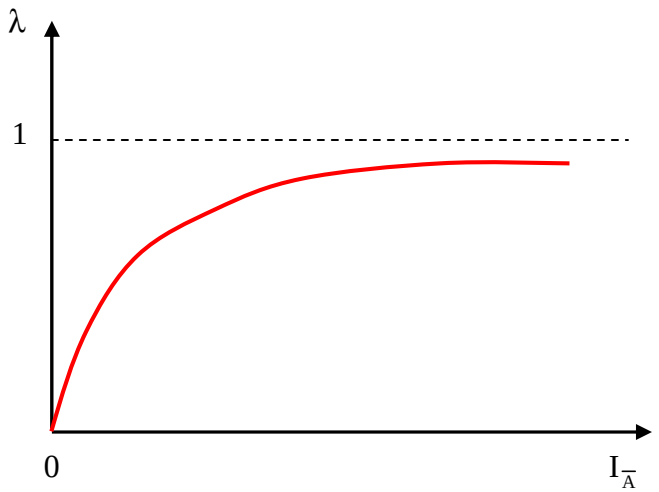


Figure1 : La probabilité d'audit optimale

[9] Ceci signifie que l'utilité de l'assuré lorsqu'il reçoit la plus petite indemnité est plus importante que son utilité espérée, lorsqu'il déclare n'importe quel montant de dommage x_i, avec $I_A(x_i) > I_{\overline{A}}(x_i) > I_{\overline{A}}(\hat{x}_i)$

La proposition 2, montre que la procédure d'audit optimale est aléatoire et que la probabilité d'audit représente le rapport entre le gain de la fraude en terme d'utilité lorsque l'assuré est non contrôlé, et la désutilité liée au fait d'être sanctionné en cas de détection de la fraude. La variation de cette probabilité par rapport à l'indemnité d'assurance versée en cas de non audit est positive, ce qui implique la croissance de $\lambda(.)$ en fonction de $I_{\overline{A}}$. Ceci est intuitif et traduit le fait que, lorsque le coût d'indemnisation augmente pour l'assureur, ce dernier devient incité à augmenter la probabilité de vérification des déclarations. En effet, lorsque le gain de la fraude augmente, il devient de plus en plus difficile à l'assureur de dissuader l'assuré de faire une déclaration frauduleuse. Par conséquent, il doit le contrôler plus fréquemment.

Si nous étudions la variation de cette probabilité en fonction de la sanction S alors nous pouvons écrire :

$$\frac{\partial\lambda}{\partial S} = \frac{-\left[U(W_0 - P + I_{\overline{A}i}) - U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(\hat{x}))\right]U'(W_0 - P - S)}{\left[U(W_0 - P + I_{\overline{A}i}) - U(W_0 - P - S)\right]^2} < 0$$

Il s'agit à ce niveau de trouver l'arbitrage optimal entre la politique d'audit à adopter et la sanction à appliquer.

Corollaire 1 :

Pour dissuader la fraude, l'assureur peut faire appel à l'une des deux politiques suivantes :

- Imposer une sanction extrêmement élevée et contrôler moins fréquemment les déclarations de dommage à l'aide de l'audit ;
- Imposer une sanction plus limitée associée à un audit plus fréquent.

1.2.3. Le profil d'indemnisation optimal:

Dans ce dernier paragraphe, nous présentons le profil d'indemnisation optimal offert par l'assureur, lorsqu'il est possible pour l'assuré de frauder et lorsqu'il est possible aussi de le détecter à l'aide de l'audit. Nous résumons nos résultats dans la proposition 3 (voir preuve, en annexe 4.4) :

Proposition 3 :

En tenant compte du principe de révélation, un contrat incitatif doit avoir le profil d'indemnisation suivant :

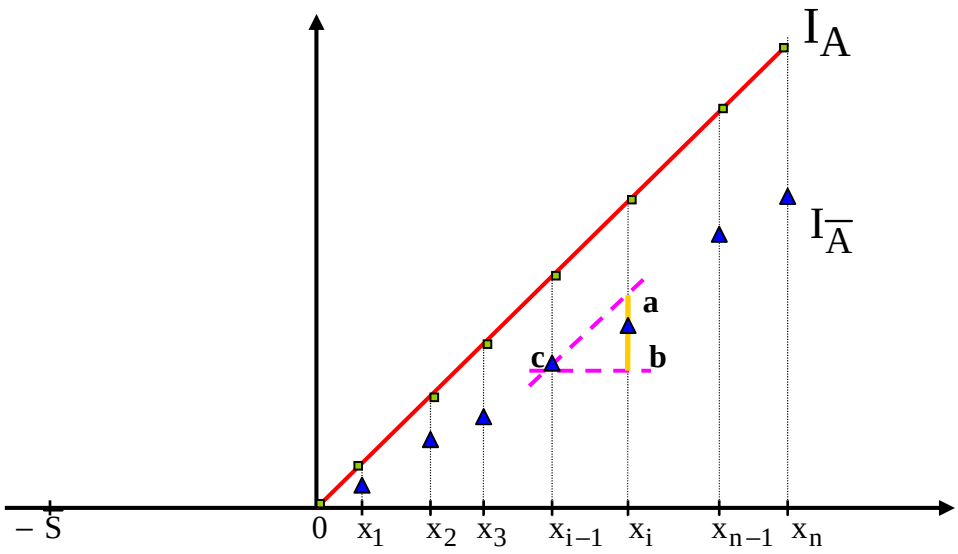
- En cas d'audit, le contrat d'assurance optimal est l'assurance complète :

  $I_A(x_i) = x_i \quad \forall\, x_i \in X$

- En cas de non audit, le contrat d'assurance optimal est le contrat de franchise :

  $I_{\overline{A}}(x_i) = x_i - f_{\overline{A}i} \quad \forall\, x_i \in X$, avec $0 < f_{\overline{A}0} < f_{\overline{A}1} < f_{\overline{A}2} < .... < f_{\overline{A}n}$

La proposition 3, signifie que l'assurance complète est optimale en cas de vérification des déclarations avec audit aléatoire parfait et quand il est possible pour l'assureur de sanctionner le fraudeur en lui appliquant une sanction maximale $\overline{S}$. Par contre, en cas de non audit, le contrat d'assurance optimale est le contrat de franchise : à chaque dommage x_i est associée une franchise $f_{\overline{A}i}$ telle que : $0 < f_{\overline{A}0} < f_{\overline{A}1} < f_{\overline{A}2} < .... < f_{\overline{A}n}$.



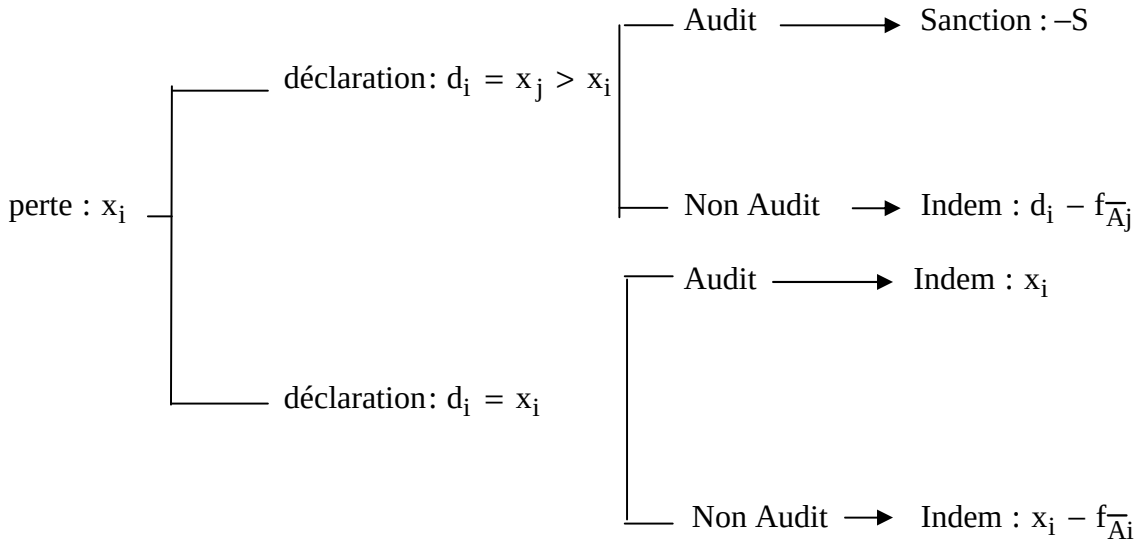
<u>Figure 2</u> : Indemnité d'assurance optimale

Le cas d'audit illustre le contrat d'assurance complète. Toutes les indemnités I_{Ai} relatives aux points x_i se trouvent sur la droite I_A. Cependant, pour le cas de non audit, le nuage de points désigné par $I_{\overline{A}}$ sur la figure 2, illustre les indemnités d'assurance avec franchise, associées à tous les points x_i de l'ensemble $\{x_0, x_1,..., x_i..., x_n\}$. Dans ce qui précède, nous avons montré

que l'indemnité d'assurance est croissante en fonction du dommage et que la franchise pour un état i est plus importante que celle relative à l'état (i -1). Mathématiquement nous écrivons : $\begin{cases} I_{\overline{A}}(x_i) > I_{\overline{A}}(x_{i-1}) \\ f_{\overline{A}}(x_i) > f_{\overline{A}}(x_{i-1}) \end{cases}$

Donc nous pouvons en déduire que : $I_{\overline{A}}(x_{i-1}) = x_{i-1} - f_{\overline{A}i-1} < I_{\overline{A}}(x_i) < x_i - f_{\overline{A}i-1}$[10]

Le schéma suivant illustre les différents scénarios auxquels l'assuré est confronté.



Pour comprendre la logique du contrat révélateur, nous pouvons considérer ce problème comme étant celui du choix entre deux loteries L_1 et L_2. L_1 traduit les gains de l'assuré, s'il choisit de frauder (c'est-à-dire déclarer $d_i > x_i$), lorsque le sinistre survenu est x_i. En outre, L_2 représente la situation où l'assuré choisit de dire la vérité (déclarer $d_i = x_i$), lorsque la perte réelle est x_i.

$$L_1 \begin{cases} \text{avoir (-S) avec une probabilité } \lambda(x_j) \\ \text{avoir } (x_j - f_{\overline{A}j}) \text{ avec une probabilité } [1 - \lambda(x_j)] \end{cases}$$

$$L_2 \begin{cases} \text{avoir } (x_i) \text{ avec une probabilité } ë(x_i) \\ \text{avoir } (x_i - f_{\overline{A}i}) \text{ avec une probabilité } [1 - \lambda(x_i)] \end{cases}$$

[10] La valeur de l'indemnité $I_{\overline{A}}(x_i)$ correspond à un point du segment]a b[. Ce dernier correspond à l'intersection de la droite x_i et l'aire comprise entre le segment [c a] (son équation respective est: $x_i - f_{\overline{A}i-1}$) et le segment [c b] (son équation respective est: $I_{\overline{A}}(x_{i-1})$).

D'après la proposition 2, $\lambda(x_j) > \lambda(x_i)$ pour tout $x_j > x_i$. Par conséquent, en choisissant de faire une déclaration frauduleuse, il est plus probable que l'assuré soit sanctionné et paye la pénalité (S) que d'avoir une indemnité d'assurance positive. De plus, s'il n'est pas contrôlé, la franchise associée à une déclaration plus élevée est plus importante. On en déduit que pour les deux cas (audit et non audit), l'assuré est toujours incité à dire la vérité. Le contrat d'assurance appliquant ce profil d'indemnisation est révélateur (il amène l'assuré à dire la vérité).

En conclusion à cette partie, nous retenons les quatre propriétés suivantes :

1. L'optimalité de l'audit aléatoire.
2. L'efficacité de l'audit et l'intérêt qu'il y a à verser une indemnité plus généreuse en cas de vérification des déclarations (bonus versé aux assurés honnêtes).
3. La croissance de la fréquence d'audit en fonction du coût d'indemnisation.
4. L'application de sanctions sévères afin de diminuer la fréquence d'audit.

Il est commode de vérifier la validité de ces différentes prédictions théoriques dans des environnements naturels. Pour ceci, nous avons opté pour une expérimentation, permettant de reconstituer en laboratoire ces situations économiques. Cette expérimentation, que nous présentons dans la section suivante a pour objet, de tester d'une part, si ces hypothèses théoriques décrivent bien les comportements individuels, et d'autre part, de donner une validation plus concrète au modèle théorique.

Section 2 : L'expérimentation

Mars-Avril 2003

2.1. Le design expérimental :

2.1.1. L'objectif de l'expérimentation :

La difficulté de vérifier les prédictions théoriques dans des environnements naturels a été à l'origine de l'apparition de l'économie expérimentale. Il s'agit de la reconstitution en laboratoire d'une situation économique pour laquelle l'ensemble des variables est contrôlé par l'expérimentateur (voir Shawn M.D. et Dana Y.H. (2005)[11]). Selon Dionne G. (1998), une autre difficulté dans la mesure empirique, réside dans le fait que les chercheurs n'ont pas plus d'information que les décideurs. Il propose trois solutions pour pallier cette difficulté: 1) utiliser des sondages confidentiels; 2) développer des stratégies économétriques permettant d'isoler l'effet voulu ; 3) ou encore se fonder sur une approche expérimentale. A notre avis, même des analyses empiriques par questionnaires, telles que les travaux de Carassus D. et Cormier D. (2002), ne permettent pas de donner une vision plus réaliste des comportements individuels. Ces deux auteurs présentent une étude qui a pour objectif d'analyser les normes et les comportements des commissaires aux comptes français en matière d'évaluation du risque de fraude. L'analyse du questionnaire recensé, est fondée sur les réponses de quatre-vingts commissaires aux comptes, représentant près de 10 % de la population interrogée. Leurs résultats montrent que les facteurs organisationnels des cabinets d'audit sont reliés au fait d'être confronté à des cas de fraude et au fait de découvrir la fraude. En outre, il apparaît que les auditeurs qui intègrent le risque de fraude dans leur mission d'audit externe légal, démarche préconisée par les nouvelles normes internationales d'audit, sont davantage susceptibles de découvrir les cas de fraude. L'évolution engagée en matière de prévention et de détection de la fraude au plan international pourrait donc trouver un terrain d'application favorable chez les commissaires aux comptes français. Il est vrai que cette étude empirique, permet d'explorer de nouvelles méthodes pour améliorer la lutte contre la fraude, mais à notre égard, elle ne donne qu'une idée générale sur la pratique d'audit et ne permet pas d'étudier le phénomène à travers les décisions individuelles.

[11] Les auteurs présentent une approche expérimentale, permettant de tester en laboratoire, l'effet des honoraires de non audit sur la perception de l'indépendances des auditeurs par les investisseurs.

En effet, la majorité des travaux empiriques, tels que, Dionne, Giuliano et Picard (2005), Viaene, Ayuso et Guillen (2005), Van Shiou Yang et San Yih Hwang (2006), Viaene, Dedene et Derrig (2005), Rejussus (2003), Artis, Ayuso et Guillen (2002)…, se sont intéressées à l'étude du phénomène de fraude et d'audit, en utilisant des bases de données recueillies auprès de certaines compagnies d'assurance. En revanche, ces études empiriques, ne permettent pas d'examiner les interactions des agents dans des conditions contrôlées. Sur cette voie, Amy K. Choy et Ronald R. King (2003) joignent deux types de théories (« Mental model theory » en psychologie cognitive (Johnson –Laird 1983) et « General Systems theory » de Bertalanffy 1968). Les auteurs formulent certaines hypothèses qu'ils appellent « System- Mediated Mental Model » permettant de prouver comment la connaissance des systèmes, améliore la prise de décision. Parallèlement, ces auteurs ont testé en laboratoires ces prédictions théoriques en appliquant le contexte d'audit présenté dans l'approche de Bell et al. (1997).

L'économie expérimentale, représente donc une approche permettant à l'expérimentateur de :

- maîtriser les règles institutionnelles[12] et de mettre l'accent sur la pertinence des hypothèses de comportements[13] et sur leurs changements générés par des modifications au niveau de l'environnement[14] ou de l'institution ;
- contrôler l'ensemble du processus de production des données (Hey et Mariateresa, 1991) ;
- et enfin de ne dépendre d'aucun organisme pour accéder aux données (Friedman et Sunder, 1994).

Dans cette section, nous présentons une étude expérimentale, qui a pour objectif de comprendre les décisions individuelles dans un contexte de fraude à l'assurance. On envisage ici de poursuivre à différents niveaux, l'analyse du rôle que peut jouer la procédure d'audit aléatoire dans la détection de la fraude.

A l'aide d'une expérience en laboratoire, nous cherchons à mesurer le phénomène de fraude qui reste très mal appréhendé par les assureurs. Notre objectif est de déterminer la fréquence d'audit optimale ainsi que le profil d'indemnisation, permettant de combattre la fraude et la falsification. Cette information est nécessaire pour au moins deux raisons : d'une part pour cerner de façon précise les comportements évasifs des assurés dans un contexte d'expertise et d'autre part pour vérifier les prédictions théoriques.

[12] L'institution représente l'ensemble des moyens de communication et de règles de décision des joueurs.

[13] Les comportements reflètent les actions des joueurs.

[14] L'environnement représente les différentes caractéristiques de l'expérimentation, nombre de joueurs, le bien mis en jeu, les dotations…

2.1.2. La description de l'expérimentation :

Les sujets :

Nous avons organisé 12 sessions expérimentales avec des étudiants (soixante douze étudiants) du département d'économie et de gestion, de l'Ecole Normale Supérieure de Cachan. L'âge moyen des participants est de 21 ans et 66% sont des garçons. Les sujets sont des étudiants en Licence Economie et Gestion, de niveau DEUG. Le recrutement des sujets a été fait à l'aide d'une annonce affichée au département et qui décrit, l'objet de l'expérimentation, sa durée ainsi que son intérêt. Les étudiants intéressés ont pris contact avec nous, pour s'inscrire sur des fiches, indiquant, leurs noms et leurs coordonnées téléphoniques. Nous les avons contacté par la suite, pour convenir d'un rendez-vous et leur préciser, l'heure exacte, et les lieux du déroulement de l'expérimentation. A chaque session, participent six sujets, dont l'un joue le rôle de l'assureur et les cinq autres, le rôle d'assurés. Le choix que les sujets soient des étudiants et non pas de vrais assurés ou assureurs revient tout simplement à la facilité de les joindre, et à leurs disponibilités.

Les techniques utilisées :

Nous avons programmé l'expérimentation à l'aide du logiciel spécifique « REGATE », qui utilise des protocoles d'Internet (TCP/IP), à partir duquel nous avons programmé notre protocole expérimental. Nous avons réparti les participants aléatoirement en deux catégories de rôle et nous les avons placés dans une salle équipée d'ordinateurs connectés sur un réseau local. Ces machines sont disposées de manière à ce que chaque participant ne puisse voir que l'écran de sa propre machine. Au début de la session, un code de connexion au réseau est affecté de manière aléatoire et anonyme à chaque participant. Ce code permet d'assurer les conditions de double anonymat des décisions de chaque joueur, et celui de leurs rémunérations.

Un premier écran apparaît devant chaque assuré pour l'informer de sa situation actuelle (qu'il est assuré, son capital initial, la prime à payer, le sinistre survenu…). On lui demande de remplir sa déclaration de dommage dans une rubrique bien spécifique. Entre temps, l'assureur patiente jusqu'à recevoir sur son écran toutes les déclarations des assurés. A cette étape, on lui demande de mener les contrôles qui lui paraissent pertinents. Ensuite, chaque joueur est

informé du résultat du round joué : L'assuré est informé du résultat de l'expertise (s'il est fraudeur, s'il a été détecté ou pas, son gain de la période et la sanction monétaire). Par contre, l'assureur est informé du degré de la fraude concernant les déclarations contrôlées, sans pour autant qu'il n'arrive à identifier les personnes. A tout moment, les joueurs ont la possibilité de consulter un écran secondaire contenant l'historique des tours déjà joués.

Description de la session :

Chaque session est d'une durée de 60 minutes en moyenne, et comprend un groupe de 5 assurés qui jouent avec un seul assureur (6 participants par session). Les instructions (voir annexe 4.5) ont été distribuées avant le début de la session et un exemple d'entraînement a été essayé collectivement afin d'établir une connaissance commune entre les sujets. La lecture des instructions par l'expérimentateur à haute voix, a permis de bien appréhender les différentes phases de l'expérimentation et de rassurer l'ensemble des sujets sur l'homogénéité des informations. Nous avons annoncé aussi aux sujets qu'il est interdit durant toute la session de parler entre eux. De surcroît, l'expérimentateur est prêt à répondre à toutes leurs questions avant de débuter l'expérience.

Une fois toutes ces conditions sont remplies, la session peut commencer. Cette dernière comprend 17 périodes (rounds), durant lesquelles, chaque joueur conserve son rôle et ne peut pas savoir qui parmi les autres participants est assuré ou assureur. Il sait tout simplement qu'il joue dans un groupe composé de 5 assurés et un seul assureur.

Chaque sujet installé devant son écran, reçoit une première information sur le rôle qu'il va jouer (assuré ou assureur). Ensuite, se sont les assurés qui jouent en premier, et effectuent leurs déclarations de sinistre en choisissant de frauder ou non. Entre temps, l'assureur patiente. Une fois toutes les déclarations reçues, il choisit de mener les contrôles qui lui paraissent pertinents. Toutes ces informations sont envoyés, par le réseau au serveur qui fait les calculs des gains, renvoi les résultats et informe les joueurs sur l'étape suivante. Sur l'écran de chaque participant, apparaît une partie d'information (feedback information) le renseignant sur les tours déjà joués. Une fois les 17 périodes terminées, un écran de veille apparaît devant chaque joueur, et les ordinateurs sont verrouillés pour que l'expérimentateur enregistre les données sur le serveur.

Rémunération :

Quand la session est terminée, chaque joueur est rémunéré de manière individuelle et anonyme. La somme finale gagnée par chaque participant dépend de ses propres décisions. Cette rémunération comprend deux éléments : une participation forfaitaire de 8€, à laquelle s'ajoute une prime liée à la performance du joueur. Cette prime est proportionnelle à la moyenne des capitaux détenus à la fin de chaque période. Les gains finaux sont ainsi, compris entre 10€ et 20€. En effet, dans un contexte de fraude à l'assurance, il s'avère très délicat de choisir quel mode de rémunération on doit utiliser. D'une part, la rémunération des sujets en fonction de leurs gains expérimentaux, peut les inciter à frauder et d'autre part, payer une même et seule somme pour tous les participants ne permet pas de révéler leurs vrais comportements. Pour tenir compte de cet arbitrage, nous avons opté pour une rémunération composée d'une partie forfaitaire (récompense pour la participation) et d'une autre partie variable, dépendant de la performance de chaque joueur (la moyenne de ses gains). Cette rémunération a été faite en argent liquide, pour que la récompense des efforts soit immédiate. En plus, payer les sujets proportionnellement à leur gain moyen, permet de les inciter à considérer toutes les périodes du jeu et de réduire la variance dans les réponses.

2.1.3. La description du protocole expérimental :

Chaque assuré est propriétaire d'un bien. Il est confronté à des situations de risque qui l'obligent à souscrire auprès de son assureur et contre paiement d'une prime un contrat d'assurance qui l'indemnise en cas de dommage. Au début de chaque période, l'assuré est doté d'un capital, lui permettant d'acheter sa police d'assurance. Cette dotation initiale permet aux joueurs de ne pas se retrouver avec des gains négatifs en fin de période[15]. Une fois l'état de nature réalisé, l'assuré déclare le montant de dommage à l'assureur, et peut décider de frauder : soit déclarer un sinistre qui n'a en réalité jamais eu lieu, soit augmenter le montant du dommage.

[15] Dans notre partie théorique, nous supposons que les assurés sont caractérisés par une même fonction d'utilité qui est concave, et donc par une même aversion au risque. Se placer dans les conditions exactes de la théorie, s'avère difficile voir impossible dans un contexte expérimental. Pour pallier ce problème, nous avons confronté les sujets aux mêmes risques de pertes (pas de distinction de haut risque et de bas risque). En plus, le fait que l'utilité des assurés avec assurance, soit supérieure à son utilité sans assurance, le pousse à s'assurer. Pour les assureurs, pour induire la neutralité au risque, nous avons opté pour l'octroi d'une dotation initiale élevée.

L'assureur ne peut détecter le comportement frauduleux que sur la seule base des déclarations de sinistres effectuées par l'ensemble des assurés. Sa stratégie est ainsi, définie par le choix de mener les contrôles qui lui paraissent pertinents. La détection de la fraude implique l'application d'une sanction : refus d'indemnisation et paiement d'une amende.

Plus précisément, chaque période est marquée par les trois étapes suivantes :

- Première étape : survenance du sinistre et déclaration de l'assuré.

L'assuré est confronté à des pertes probables qui s'échelonnent entre 0 et 5000 €. Il a une chance sur trois de subir une perte. Il dispose d'un capital initial pour acheter son contrat d'assurance. Il paye la prime P, pour bénéficier d'un remboursement en cas de sinistre.

L'assuré doit déclarer sa perte à l'assureur.

- Deuxième étape : audit aléatoire parfait mené par l'assureur.

Une fois que les assurés ont effectué leurs déclarations lors de la première étape, l'assureur peut procéder à une vérification de ces déclarations. L'audit est supposé parfait : la fraude est systématiquement détectée en cas de contrôle.

- Troisième étape : indemnisation et sanction.

L'audit permet de révéler deux résultats : fraude ou non fraude.

Un fraudeur contrôlé est puni par un refus d'indemnisation et par une amende. Un fraudeur non contrôlé échappe à la sanction et reçoit l'indemnité correspondant à sa déclaration et à laquelle il n'a pas droit.

Il se peut que la déclaration d'un assuré honnête soit vérifiée. L'assuré honnête reçoit une indemnité quelle que soit la stratégie de l'assureur (audit ou non audit) à laquelle est ajouté un bonus récompensant son honnêteté.

2.2. Les résultats expérimentaux :

2.2.1. Discussion préliminaire :

Les études statistiques et les démarches économétriques d'exploitation des données représentent des procédures modernes du processus de lutte contre la fraude (Brockett et al., 2002; Belhadji et al., 2000; Artis et al., 1999; Viaene et al., 2002). Les modèles empiriques s'intéressant aux investigations des sinistres frauduleux, sont émergés vers les années 90 avec essentiellement l'organisation des bases de données et les stratégies de sélection (Major et Riedinger, 1992), l'analyse par grappes confus (Derrig et Ostaszewsky, 1995), les régressions

simples des modèles de « scoring »[16] (Weisberg et Derrig, 1998, Brockett et al. 1998) et les modèles Logit et Probit (Viaene, Dedene et Derrig, 2005, Artis et al. 1999, Belhadji et al. 2000). Suivant cette voie de recherche, nous présentons dans ce paragraphe, une approche expérimentale qui a pour objectif de valider ou réfuter les prédictions théoriques présentées dans la première section de ce chapitre. En effet, l'analyse expérimentale permet, à côté de la vérification des hypothèses du modèle, de mettre en évidence les régularités des comportements et d'explorer d'autres résultats non prédites par la théorie. Toutefois, il s'avère parfois difficile de pouvoir tester directement ces propositions à travers les observations expérimentales. Pour ceci, nous avons retenus les quatre questions suivantes :

Question n°1 :

Est-ce que l'audit aléatoire est efficace pour induire des comportements honnêtes de la part des assurés ?

Question 2 :

Est-il dissuasif de verser une indemnité plus généreuse en cas d'audit (récompenser les assurés honnêtes par un bonus)?

Question 3 :

Quel est l'effet de l'indemnité d'assurance sur la fréquence d'audit ?

Question 4 :

Est-il possible pour l'assureur d'imposer une sanction très sévère et diminuer la fréquence de contrôle ?

Pour répondre à cette série de questions, nous nous reposons sur les deux axes suivants : D'une part, nous étudions les stratégies des assureurs, notamment, la décision d'audit, son effet dissuasif, et les éléments sur lesquels se fonde l'assureur pour faire son choix. D'autre part, nous mettons l'accent sur les stratégies des assurés, et notamment sur la décision de fraude et l'ampleur de la fraude (la différence entre la déclaration et le dommage réel) à travers certaines composantes, telles que, la sinistralité, la fréquence de l'audit, la détection de la fraude, le taux de couverture…Cette analyse nous permet de cerner le phénomène de la fraude et d'étudier l'efficacité de l'audit.

[16] Pour plus de détail sur les modèles de « scoring », voir chapitre 2, section 4, paragraphe 4.1.

2.2.2. La stratégie de l'assuré :

a/ la décision de fraude :

Il s'agit dans ce paragraphe d'exploiter un modèle Probit[17] de panel avec effets aléatoires, permettant d'expliquer la décision de fraude prise par l'assuré. Cette estimation est proche de celle présentée dans le papier d'Ayuso M., Guillén M. et Pinquet J.(2006), qui adoptent une approche statistique se basant sur l'estimation d'un modèle à deux équations sur la fraude et l'audit (probit bivarié avec censure)[18], et de celle de Viaene et al. (2005), qui exposent une estimation de la décision de fraude, en fonction de certaines variables (âge du conducteur, Sexe, nombre de sinistres survenus au passé, week-end, montant du dommage…), à partir de base de données de l'assurance automobile en Espagne.

Dans notre modèle, la variable latente (Fraude_{it}^{*}) indique la propension à frauder d'un individu i (i =1…..60), à la période (round) t (t =1…17). Fraude_{it}^{*} est expliquée par un vecteur de variables observables X, un vecteur de paramètre β, un paramètre individuel aléatoire noté η_i et une variable aléatoire u_{it}. Les termes résiduels η_i et u_{it} représentent des variables aléatoires indépendantes et ont comme distribution statistique la loi de Gauss (distribution normale), centrée et réduite.

$$\text{Fraude}_{it}^{*} = \beta X_{it} + \eta_i + u_{it}$$

[17] Dans la pratique, les modèles probit et Logit sont très similaires en termes d'ajustement statistique. En effet, les distributions normale et logistique font partie de la même famille de lois exponentielles. On note des différences uniquement dans le cas de très grands échantillons, car le comportement de ces deux distributions de probabilité ne diffère qu'aux extrémités du support (faibles et fortes valeurs de la fonction de répartition F). Pour la loi normale, les probabilités extrêmes sont moins pondérées, la fonction de répartition tendant plus vite vers 0 ou vers 1. (pour plus de détails, voir ALBAN THOMAS « Econométrie des variables qualitatives », DUNOD, 2000).

[18] Les biais de sélection sont créés par des disparités entre le domaine d'estimation d'un modèle statistique et son domaine d'application. C'est le cas pour les modèles évaluant le risque de fraude, qui sont estimés sur les seuls sinistres audités mais appliqués sur tous les sinistres entrants. Or les sinistres audités sont une minorité, étant choisis suite à une sélection sévère effectuée par des experts. Ce papier présente une approche statistique qui contrebalance le biais de sélection sans recourir à une stratégie d'audit aléatoire. Les auteurs estiment un modèle à deux équations sur l'audit et la fraude (un modèle probit bivarié avec censure), sur une partie d'une base de sinistres où les experts sont laissés libres de leur décision d'auditer. Ils corrigent ainsi la surestimation attendue du risque de fraude en cas d'estimation d'une seule équation. Les résultats sont proches de ceux obtenus par audit aléatoire, au prix d'une instabilité des résultats par rapport à l'ensemble des composantes de régression. Ils comparent ensuite des politiques d'audit à partir des différentes approches.

La variable latente $Fraude_{it}^{*}$ est inobservable, mais nous pouvons observer si l'individu i fraude ou non. De façon plus rigoureuse, le modèle s'écrit :

$$Fraude_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si } Fraude_{it}^{*} > 0 \\ 0 & \text{ailleurs} \end{cases}$$

tel que $Fraude_{it}$ = 1 si l'individu fraude et $Fraude_{it}$ = 0 sinon.

Dans les deux tableaux suivants nous présentons respectivement, la série des variables explicatives (définitions et notations respectives) et leurs descriptions statistiques (moyenne, écart-type, valeur maximale, valeur minimale).

Nom de la variable	**Description de la variable**
Dom_{it}	Dommage subi par l'individu i (i = 1….60) à la période t (t = 1…17).
FA_{it}	Fréquence d'audit, représente le nombre de fois où l'individu i a été contrôlé de la période 1 jusqu'à la période (t – 1), divisé par le nombre de déclarations effectuées par l'individu i de la période 1 jusqu'à la période (t – 1).
CTR_{it}	Contrôle, représente une variable muette (dummy) qui prend la valeur 1 si l'individu i a été contrôlé en (t – 1) et 0 sinon.
$T\mathbf{det}_{it}$	Taux de détection, représente le nombre de fois où l'assuré a été détecté en tant que fraudeur de la période 1 jusqu'à la période (t – 1), divisé par le nombre de fois où l'individu i a fraudé de la période 1 jusqu'à la période (t – 1).

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Dom	1020	665.6373	1210.341	0	4000
FA	1020	.6638555	.3227728	0	1
CTR	1020	.4735294	.4995438	0	1
Tdet	1020	.588937	.398818	0	1

Les résultats de cette régression[19] (estimateurs, écart-types…) sont présentés dans la table suivante:

```
Random-effects probit                           Number of obs      =      1020
Group variable (i) : assure                     Number of groups   =        60

Random effects u_i ~ Gaussian                   Obs per group: min =        17
                                                               avg =      17.0
                                                               max =        17

                                                Wald chi2(4)       =    134.02
Log likelihood  = -560.75814                    Prob > chi2        =    0.0000

------------------------------------------------------------------------------
  Fraude |      Coef.   Std. Err.       z     P>|z|       [95% Conf. Interval]
---------+--------------------------------------------------------------------
     Dom |  -.0007484   .0000673    -11.118   0.000      -.0008804   -.0006165
      FA |  -.5458889    .253975     -2.149   0.032      -1.043671    -.048107
     CTR |   .1705812   .1007168      1.694   0.090      -.0268201    .3679826
    Tdet |  -.2668184   .1918675     -1.391   0.164      -.6428717    .1092349
   _cons |   .5963731   .1360732      4.383   0.000       .3296745    .8630717
---------+--------------------------------------------------------------------
/lnsig2u |  -1.817375   .3520015     -5.163   0.000      -2.507285   -1.127465
---------+--------------------------------------------------------------------
 sigma_u |   .4030528   .0709376                           .285463     .569081
     rho |   .1397491   .0423174                           .075349    .2446292
------------------------------------------------------------------------------
Likelihood ratio test of rho=0:      chi2(1) =    24.07   Prob > chi2 = 0.0000
```

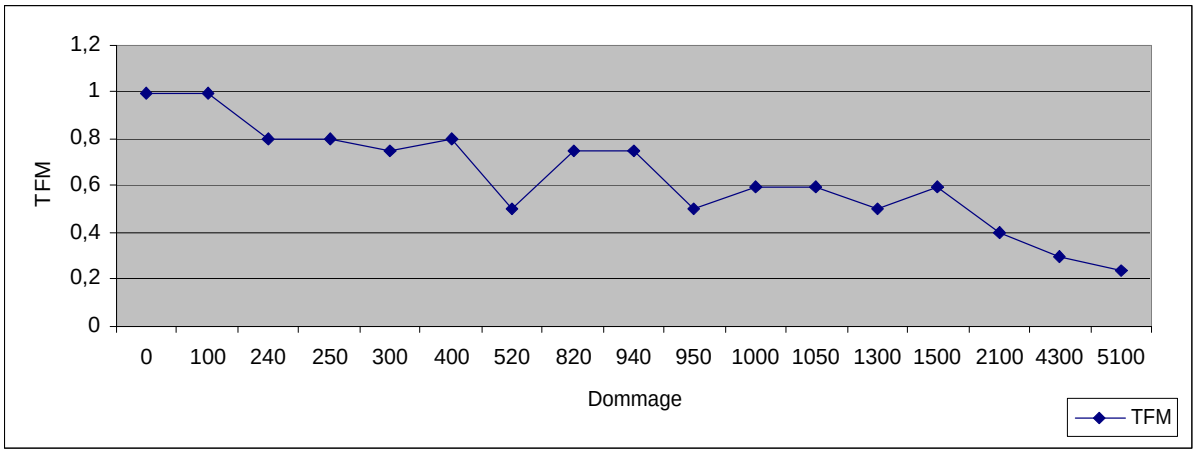
La régression montre que le modèle est globalement significatif (cf. test de Wald, Prob > chi2 = 0.000) et que les coefficients des différentes variables explicatives sont aussi significatifs (à l'exception de la variable Tdet). Cette estimation nous a permis de retirer les constatations suivantes :

Constat 1: Les assurés ont tendance à frauder moins lorsqu'ils font face à des dommages de taille importante.

En effet, le signe négatif du coefficient de la variable Dom_{it}, indique que lorsqu'ils subissent des dommages de tailles importantes, les assurés préfèrent déclarer la vérité, car la fraude est

[19] Lnsig2u : représente le log de l'écarttype : $\ln(\sigma_u)$, sigma_u représente l'écart-type (σ_u) et $\mathrm{rho} = \rho = \dfrac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + 1}$, lorsque rho est égal à zéro, ceci signifie que la composante de la variance du niveau de panel (panel-level variance) est non importante et que l'estimateur de panel (panel estimator) n'est pas différent de l'estimateur de la regression groupée (pooled estimator).
Un test de rapport de vraisemblance sur le fait que rho = 0, est inclus en bas de la table. Ce test compare l'estimateur de la regression groupée (probit) avec l'estimateur de panel.

plus risquée dans ce cas (risque de non indemnisation est plus important). Ceci est relié au fait que pour les sinistres importants, la sanction (refus d'indemnisation + amende) devient assez sévère et donc dissuasive. Tandis que pour les petits dommages, ou pour les cas où l'assuré ne subisse pas de sinistre, ce dernier ne risque perdre que le montant de l'amende qui peut être négligeable devant une fausse déclaration importante et garantissant une indemnisation en cas de non détection.



<u>Figure 3 :</u> Variation du taux de Fraude Moyen en fonction du dommage

Constat 2: Un audit parfait assez fréquent permet d'avoir un effet dissuasif sur les fraudeurs.

Ce deuxième constat illustre le signe négatif du coefficient de la variable FA_{it}. En effet, lorsque la procédure d'audit est parfaite, c'est-à-dire que la détection des fraudeurs est systématique, une augmentation de la fréquence de contrôle (FA_{it}) permet de diminuer la probabilité de fraude.

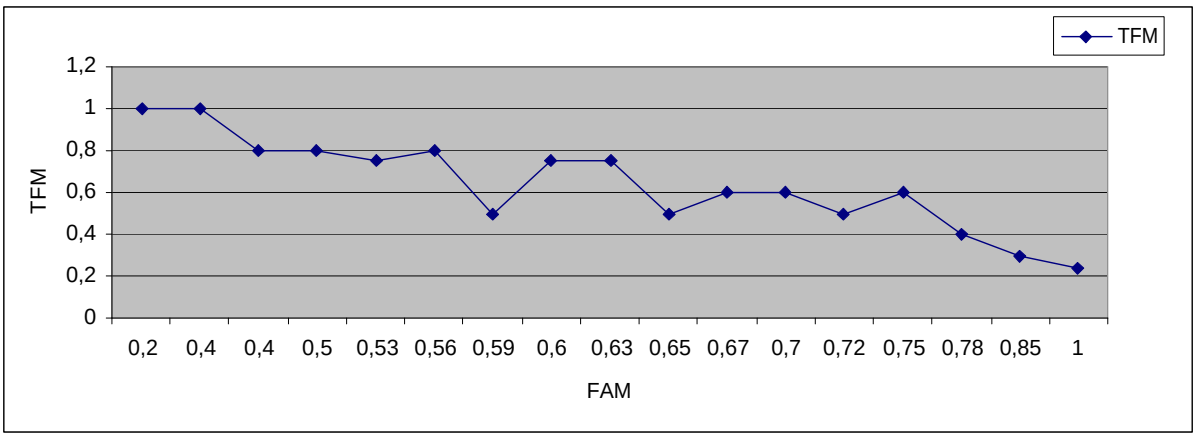


Figure 4 : ***Variation du Taux de Fraude Moyen (TFM) en fonction de la Fréquence d'Audit Moyenne (FAM)***

Constat 3 : être contrôlé par l'assureur en (t-1) peut encourager l'assuré à frauder en t.

D'après le signe positif du coefficient de la variable CTR_{it} (significative à 10%), nous pouvons conclure que le fait d'être contrôlé par l'assureur à la période (t-1) peut encourager l'assuré à frauder en t. En effet, ce dernier révise à la baisse ses croyances en ce qui concerne la vérification de sa déclaration, puisqu'elle a été vérifiée à la période précédente.
Encore plus, la variable $T\mathbf{det}_{it}$ est non significative, prouvant le fait que la détection de la fraude précédemment, n'a pas d'effet dissuasif sur l'assuré.

b/ L'ampleur de la fraude :

Pour l'assuré, la décision de fraude révèle la prise de deux décisions successives : choisir de frauder ou non et choisir aussi quel montant déclarer à l'assureur. De surcroît, nous avons opté pour l'étude de la régression suivante :

$$AF_{it} = \alpha + \theta_1 Sdom_{it} + \theta_2 SAN_{it} + \theta_3 Det_{it} + \theta_4 BR_{it} + \theta_5 G_{it} + \nu_i + \varepsilon_{it}$$

où nous étudions l'ampleur de la fraude en fonction de certaines variables explicatives que nous détaillons dans le tableau qui suit.

Dans ce modèle ($\nu_i + \varepsilon_{it}$) représente le résidu avec ν_i le paramètre individuel aléatoire et ε_{it} la variable aléatoire portant les propriétés usuelles (moyenne 0, non corrélée avec elle-même, non corrélée avec les variables explicatives, non corrélée avec ν et homoscédastique).

Nom de la variable	**Description de la variable**
AF_{it}	Ampleur de la fraude, représente pour chaque assuré i (i = 1…60) l'ampleur de la fraude à la période t (t = 1…17), c'est-à-dire la différence entre la déclaration et le dommage réellement survenu.
$Sdom_{it}$	Survenance de dommage pour l'individu i à la période t. C'est une variable muette (dummy) qui prend la valeur 1 si l'individu subit un dommage et 0 sinon.
SAN_{it}	Sanction, représente la sanction relative à cette déclaration (refus d'indemnisation + amende).
Det_{it}	Détection, représente une variable muette (dummy) qui prend la valeur 1 si l'individu a été détecté précédemment et 0 sinon.
BR_{it}	Bonus relatif, représente pour chaque assuré i (honnête) le bonus relatif à sa déclaration, lorsqu'elle est contrôlée par l'assureur à la période t (BR = 0 en cas de fraude). $BR_{it} = \frac{\textbf{Bonus}}{\textbf{Déclaration}}$
G_{it}	Gain, représente le gain espéré de la fraude, pour l'assuré i à la période t.

La description statistique de ces variables (moyenne, écart-type, valeur maximale, valeur minimale) est donnée dans la table suivante :

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
AF	1020	352.1069	754.5633	0	5000
Sdom	1020	.3588235	.4798906	0	1
SAN	1020	-317.9167	822.8704	-5200	0
Det	1020	.254902	.4360199	0	1
BR	1020	.0378534	.1076993	0	.5
G	1020	434.8863	373.4901	0	3500

Les résultats[20] de cette régression sont les suivants :

```
Random-effects GLS regression                   Number of obs      =      1020
Group variable (i) : assure                     Number of groups   =        60

R-sq:  within  = 0.7377                         Obs per group: min =        17
       between = 0.7763                                        avg =      17.0
       overall = 0.7380                                        max =        17

Random effects u_i ~ Gaussian                   Wald chi2(5)       =   2856.34
corr(u_i, X)       = 0 (assumed)                Prob > chi2        =    0.0000

------------------------------------------------------------------------------
      AF |      Coef.   Std. Err.       z     P>|z|       [95% Conf. Interval]
---------+--------------------------------------------------------------------
    Sdom |  -261.9431   28.49489     -9.193   0.000       -317.792   -206.0941
     SAN |  -.7493076   .0148547    -50.442   0.000      -.7784223   -.7201929
     Det |   71.21304   28.78397      2.474   0.013       14.79751    127.6286
       G |   .2656785   .0335691      7.914   0.000       .1998843    .3314727
      BR |  -165.1583   117.7881     -1.602   0.101      -396.0187    65.70207
   _cons |   60.81399   24.04142      2.530   0.011       13.69368    107.9343
---------+--------------------------------------------------------------------
 sigma_u |          0
 sigma_e |  340.73236
     rho |          0   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
```

Le modèle est globalement significatif (cf. test de Wald, Prob > chi2 = 0.000) ainsi que les différents estimateurs. Le R^2 (within, between et overall)[21] est de l'ordre de 0,75 prouvant la bonne qualité de l'ajustement.

Le test de Multiplicateur de Lagrange pour les effets aléatoires (var (ν_i) = 0) de Breusch et Pagan (1980) et le test de spécification de Hausman (1978)[22], montrent que le modèle est bien spécifié.

---

[20] Dans la table, on désigne par sigma_u = σ_ν et par sigma_e = σ_ε

rho = $\rho = \dfrac{\sigma_\nu^2}{\sigma_\nu^2 + \sigma_\varepsilon^2}$, lorsque rho = 0, la composante de la variance associée au niveau de panel n'est pas importante, et l'estimateur de panel ne diffère pas de l'estimateur de la régression groupée (pooled estimator).

[21] Soit $y_{it} = \alpha + x_{it}\beta + \upsilon_i + \varepsilon_{it}$ le modèle à estimer. R^2 représente la mesure habituelle de la qualité de l'ajustement dans une régression ordinaire. Les estimateurs de α et β sont respectivement $\hat{\alpha}$ et $\hat{\beta}$. $\overline{y}_i = \sum_t y_{it} / T_i$ et $\overline{x}_i = \sum_t x_{it} / T_i$.

R^2 overall correspond à l'équation : $\hat{y}_{it} = \hat{\alpha} + x_{it}\hat{\beta}$ (estimateur de la régression groupée)

R^2 between correspond à l'équation : $\hat{\overline{y}}_{it} = \hat{\alpha} + \overline{x}_i\hat{\beta}$ (estimateur inter-groupes ou estimateur des moyennes par groupe)

R^2 within correspond à l'équation : $\hat{\tilde{y}}_{it} = (\hat{y}_{it} - \hat{\overline{y}}_i) = (x_{it} - \overline{x}_i)\hat{\beta}$ (estimateur intra-groupes)

```
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier
test for random effects:

AF[assure,t]= Xb+u[assure] + e[assure,t]

 Estimated results:

                 Var     sd = sqrt(Var)
    ---------+-----------------------------
          AF |   569365.7       754.5633
           e |   116098.5      340.73236
           u |          0      0

        Test:   Var(u) = 0
                    chi2(1) =   213.37
                  Prob>chi2 =     0.0000
```

```
Hausman specification test

     ---- Coefficients ----
      |  Fixed       Random
   AF | Effects    Effects    Difference
------+------------------------------
 Sdom |  -269.8476  -261.9431  -7.904478
  SAN |  -.7332323  -.7493076   .0160753
  Det |   58.15077   71.21304  -13.06227
    G |  -.0270042   .2656785  -.2926828
   BR |   285.5437   353.3254  -67.78177

Test:  Ho:  difference in coefficients
not systematic

chi2(  5) = (b-B)'[S^(-1)](b-B), S =
(S_fe - S_re)
          =  0.0000
Prob>chi2 =  1.0000
```

Les estimateurs des variables Det et G, sont de signe positif, par contre les coefficients des variables Sdom, SAN et BR (BR est significative uniquement à 10%) présentent un signe négatif.

Nous constatons que l'ampleur de la fraude dépend négativement de la variable (Sdom). Ceci souligne l'idée que l'augmentation de la déclaration de dommage est préférable beaucoup plus pour les petits montants de sinistres que pour les grands montants, à cause de l'importance de la sanction dans le second cas par rapport au premier. Lorsque l'assuré ne subit pas de dommage, le fait de déclarer un montant élevé (ampleur de la fraude élevée) ne lui fait risquer que l'amende. Par contre, pour un sinistre de taille relativement importante, la fraude devient plus risquée, lorsqu'elle est détectée (elle entraîne, en plus de l'amende un refus d'indemnisation). D'où le constat 4 :

Constat 4 : L'ampleur de la fraude est plus élevé lorsqu'il s'agit de déclaration de faux sinistre que d'augmentation du montant du dommage.

[22] Ces deux tests s'effectuent à la suite de l'estimation du modèle. Le test de mulltiplicateur de lagrange, vérifie si var (ν_i) = 0. Lorsque prob > chi2 = 0.000, on rejette l'hypothèse nulle, ce qui confirme que ν_i est non corrélé avec les variables explicatives x_{it} . Ensuite, le test de Breuch Pagan, permet de tester si le modèle est bien spécifié et s'il présente des résultats significatifs. Il s'agit de tester la différence entre les estimateurs du modèle à effet aléatoire et ceux du modèle à effet fixe. Le modèle est bien spécifié si cette différence est non significative.

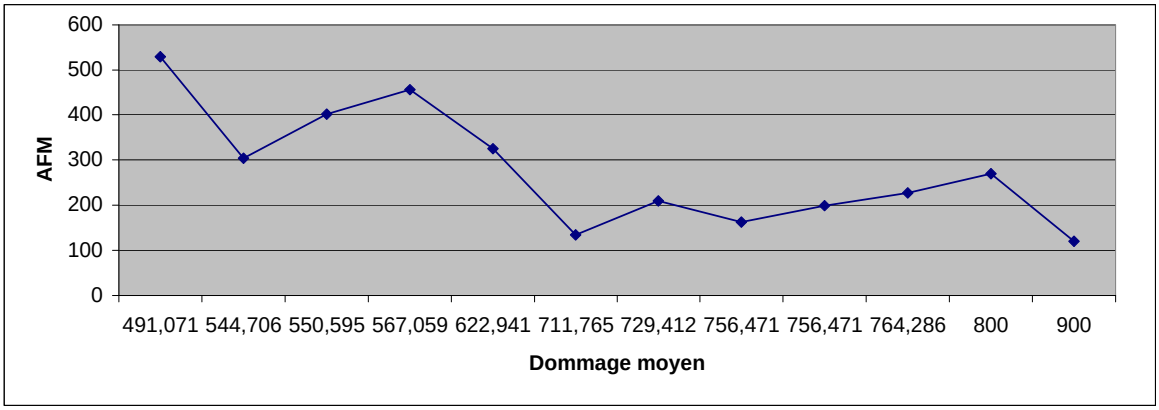


Figure 5 : ***Evolution de l'ampleur de la fraude par rapport aux dommages***

L'estimateur de la variable Det est de signe positif. Ceci indique que, lorsque l'assuré est détecté par l'assureur et sanctionné en conséquence, il essaie dans la période qui suit de récupérer sa perte (sanction). Ce qui prouve que l'assureur tend à accroître sa déclaration lorsque le gain espéré de la fraude augmente (le signe du coefficient de la variable G est positif). D'autre part, la variable SAN a un effet négatif sur la variable AF. Ce résultat traduit l'idée que l'ampleur de la fraude diminue lorsque la sanction appliquée à l'assuré augmente. D'où le constat suivant :

Constat 5 : L'application d'une sanction sévère permet d'atténuer l'ampleur de la fraude.

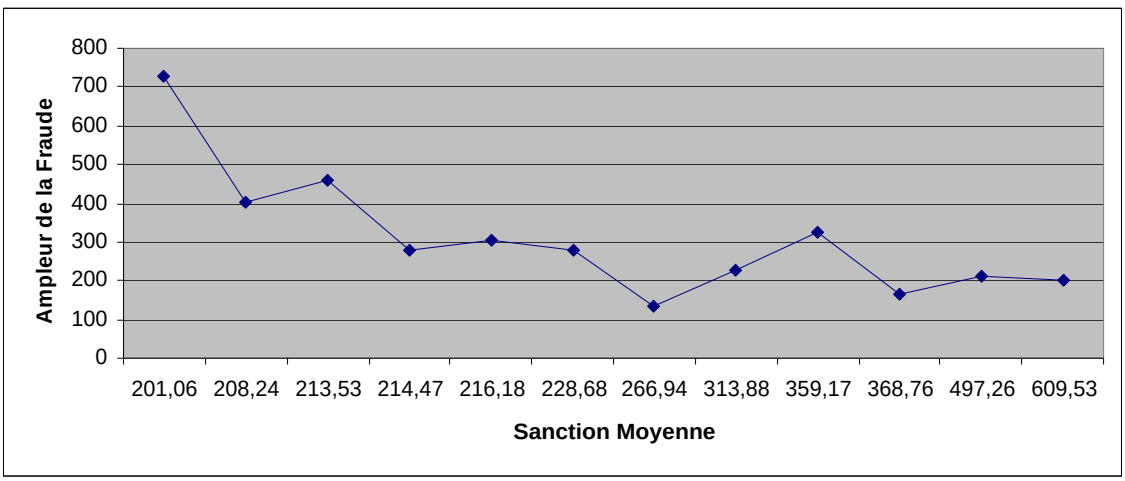


Figure 6 : ***Evolution de l'ampleur de la fraude par rapport à la sanction***

Enfin, le coefficient de la variable BR (significative à 10%) est négatif, ce qui prouve que l'ampleur de la fraude diminue lorsque l'assureur s'engage à verser un bonus pour un assuré honnête contrôlé. Par conséquent, récompenser les assurés honnêtes par versement d'indemnité plus généreuse en cas d'audit permet d'atténuer les manoeuvres frauduleuses. Ce résultat est illustré par le constat 6.

Constat 6 : Récompenser les assurés honnêtes par versement d'indemnité plus généreuse, permet d'atténuer l'ampleur de la fraude.

2.2.3. La stratégie de l'assureur:

a/ Décision d'audit :

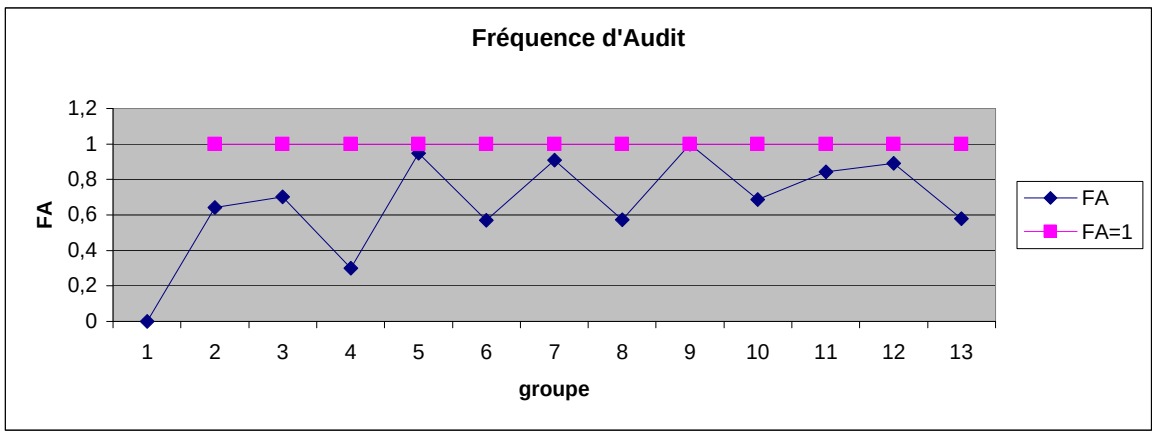
Pour étudier la stratégie de l'assureur, nous devons en premier lieu vérifier l'optimalité de l'audit aléatoire, lorsque les profils d'indemnisation et de sanction permettent de dissuader l'assuré de tout comportement frauduleux. En second lieu, nous mettons l'accent sur la décision de fraude en fonction de certains paramètres.

D'après le tableau 1 et la figure 7, ci-dessous, nous remarquons que, la fréquence d'audit (FA) est toujours inférieur à 1. Ceci prouve, que les assureurs, n'ont pas eu recours à l'audit déterministe (contrôle systématique des déclarations), et ont préféré, de mener un audit aléatoire.

Constat 7: Les sujets optent pour l'audit aléatoire.

Tableau 1 : Fréquence d'audit dans les différents groupes (1….12)

Round	G1	G2	G3	G4	G5	G6	G7	G8	G9	G10	G11	G12
1	0,4	0,4	0,6	0,4	0,6	0,8	0,4	0,6	0,6	1	1	0,4
2	0,6	0,2	0,4	0,6	0,4	0,8	0,8	0,8	0,2	0,6	0	0,6
3	0,6	0	0,4	0,6	0	0,6	0,6	1	0,6	0,8	0,6	0,4
4	0,6	0,4	0,6	0,6	0,8	0,8	0,4	0,6	0,8	0,6	0,4	0,6
5	0,6	0,4	0,4	0,4	0,6	0,4	0,4	0,2	0,8	0,6	0,6	0,4
6	0,6	0,4	0,4	0,4	1	0,6	0,2	0,8	0,6	0,8	0,8	0,2
7	0,4	0,6	0,4	0,6	0,4	0,4	0,6	0,6	0,6	0,2	0,8	0,4
8	0,4	0	0,4	0,6	0,2	0	0,6	1	0,6	0,6	0,4	0,6
9	0,6	0,2	0,4	0,4	0,6	0,8	0,6	0,6	1	0,2	0,6	0,4
10	0,6	0	0,6	0,6	0,2	0,6	0,4	0,8	1	0,6	0,8	0,6
11	0,4	0,4	0,6	0,4	0,4	0,8	0,8	0,8	1	0,8	0,6	0,4
12	0,4	0,4	0,6	0,6	0,4	0,4	0,6	0,2	0,2	0,8	0,4	0,4
13	0,4	0,2	0,2	0,4	0,6	0,4	0,6	0,4	0,4	0,2	0,6	0,4
14	0,4	0,2	0,2	0,2	0,6	0,2	0,8	0,6	0,4	0,6	0,4	0,4
15	0,4	0,2	0,8	0,4	0,2	0,4	0,8	0,4	0,8	0,4	0,4	0,4
16	0,2	0,2	0,4	0,6	0,2	0,4	0,4	0,4	0,8	0,4	0,6	0
17	0,4	0,2	0,8	0,6	0,8	0,6	0,6	0,8	1	0,6	0,8	0,6



<u>Figure 7</u> : fréquence d'audit dans les différents groupes

D'après le test de Shapiro et Wilk (1965), la condition de normalité est violée pour la variable (FA). En effet, nous rejetons l'hypothèse nulle selon laquelle (FA) suit la loi normale (Pr > z = 0.00085) comme le montre la table ci-dessous :

```
          Shapiro-Wilk W test for normal data
Variable |    Obs           W         V          z   Pr > z
---------+-------------------------------------------------
      FA |    204     0.97425     3.909      3.140  0.00085
```

Nous optons ainsi, pour un test des ***rang signés*** de **Wilcoxon**[23] (1945). Sous l'hypothèse H_0, nous admettons que les assureurs optent pour l'audit déterministe. Ainsi :

H_0 : La fréquence d'audit = 1

H_A : La fréquence d'audit ≠1

Les résultats de ce test (donnés dans la table suivante), montrent que nous ne pouvons accepter l'hypothèse nulle. En effet, Prob > |z| = 0.0000. De plus la somme des rangs négatifs (FA < 1) est très importante par rapport à la somme des rangs nuls (FA = 1). La somme des rangs positifs (FA > 1) est nulle.

Nous confirmons bien que les assureurs optent pour un audit aléatoire (FA < 1).

```
Wilcoxon signed-rank test

    sign |      obs   sum ranks    expected
---------+---------------------------------
positive |        0           0      8794.5
negative |      123       17589      8794.5
    zero |       81        3321        3321
---------+---------------------------------
     all |      204       20910       20910

unadjusted variance   712682.50
adjustment for ties     -883.62
adjustment for zeros  -45110.25
                     ----------
adjusted variance     666688.62

Ho: FA = 1
             z = -10.771
    Prob > |z| =   0.0000
```

Pour approfondir notre analyse, nous exploitons un modèle Probit, permettant d'expliquer la décision d'audit prise par l'assureur. La variable latente ($Audit^*_{it}$) indique la propension à auditer de l'assureur i (i = 1…12) à la période t (t = 1….17). $Audit^*_{it}$ est expliquée par un vecteur de variables observables X, un vecteur de paramètres δ et un terme aléatoire noté v_{it}

[23] Voir les détails de ce test en annexe 3.2 chapitre 3.

ayant comme distribution statistique la loi de Gauss (distribution normale), avec une moyenne 0 et une variance σ^2.

$$\text{Audit}_{it}^{*} = \delta X_{it} + v_{it}$$

La variable latente Audit_{it}^{*} est inobservable, mais nous pouvons observer si l'individu procède à un audit ou non. De façon plus rigoureuse, le modèle s'écrit :

$$\text{Audit}_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si } \text{Audit}_{it}^{*} > 0 \\ 0 & \text{ailleurs} \end{cases}$$

tel que Audit_{it} = 1 si l'individu procède à un audit et Audit_{it} = 0 sinon.

Dans le tableau suivant nous présentons la série des variables explicatives, et leurs notations respectives :

Nom de la variable	**Description de la variable**
Dec_{it}	Déclaration reçue par l'assureur i à la période t.
Tdet_{it}	Taux de détection, représente pour chaque assuré le nombre de fraudes détectées jusqu'à (t – 1), divisé par le nombre de contrôles qui lui sont effectués jusqu'à (t-1).
CAR_{it}	Coût d'Audit Relatif, représente le coût d'audit supporté par l'assureur i à la période t, divisé par le montant de la déclaration.

La description statistique (moyenne, écart-type, valeur maximale, valeur minimale) de ces variables est donnée dans la table suivante :

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Dec	1020	1024.568	1280.124	0	5000
Tdet	1020	.588937	.398818	0	1
CAR	1020	.1014333	.2274483	0	4

La variable Dec_{it} permet d'étudier l'effet de l'indemnité d'assurance sur la décision d'audit. La variable Tdet_{it} représente un indice de confiance pour l'assureur qui reflète le comportement de fraude de l'assuré. Et enfin, la variable CAR_{it} permet de juger comment l'assureur réagit face aux coûts d'audit.

Les résultats de l'estimation du modèle sont résumés dans le tableau suivant :

```
Random-effects probit                              Number of obs        =      1020
Group variable (i) : Assureur                        Number of groups   =        60
Random effects u_i ~ Gaussian                        Obs per group: min =        17
                                                                    avg =      17.0
                                                                    max =        17

                                                     Wald chi2(3)       =    220.66
Log likelihood  = -533.26753                         Prob > chi2        =    0.0000

------------------------------------------------------------------------------
   Audit |    Coef.     Std. Err.     z       P>|z|       [95% Conf. Interval]
-------------------------------------------------------------------------------
     Dec |  .0007859    .000054      14.562   0.000       .0006801    .0008916
    Tdet |  -.3136802   .1723289     -1.820   0.069      -.6514386    .0240782
     CAR |   1.071966   .1971583      5.437   0.000       .6855427    1.458389
   _cons |  -.6048654   .1364464     -4.433   0.000      -.8722954   -.3374354
-------------------------------------------------------------------------------
/lnsig2u |  -1.147369   .3187884     -3.599   0.000      -1.772183   -.5225555
-------------------------------------------------------------------------------
 sigma_u |   .5634455   .0898099                          .4122639     .770067
     rho |   .2409699   .0583075                          .1452711    .3722549
------------------------------------------------------------------------------
Likelihood ratio test of rho=0:      chi2(1) =    42.65   Prob > chi2 = 0.0000
```

L'estimation montre que le modèle est globalement significatif (cf. test de Wald, prob > chi2 = 0.000) ainsi que les coefficients des différentes variables explicatives. Nous pouvons en retirer les constations suivantes :

Constat 8 : L'audit devient systématique pour les grandes déclarations.

Ce constat souligne l'idée que la probabilité d'audit dépend positivement du montant de la déclaration du dommage. En effet, pour les dommages importants l'audit devient systématique dans la mesure où une déclaration importante signifie un remboursement d'indemnité importante. Par conséquent, l'assureur décide de procéder à un contrôle lorsqu'il estime que le montant à rembourser est assez élevé. C'est ce qui explique le signe positif du coefficient de la variable Dec.

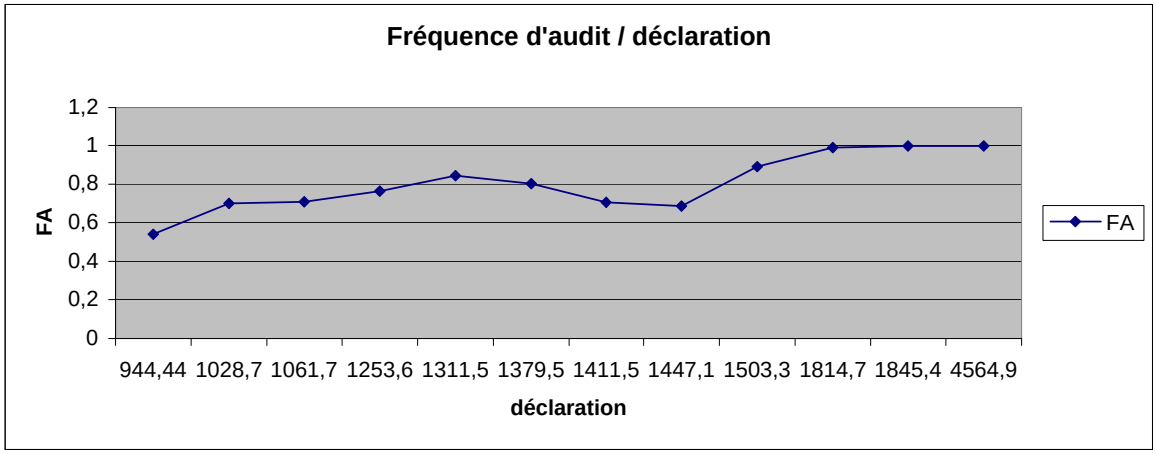


Figure 8 : ***Variation de la Fréquence d'audit en fonction des déclarations de dommages***

Constat 9 : L'audit est plus saillant pour les assurés auxquels l'assureur fait moins confiance.

Ce constat traduit l'hypothèse que lorsque le taux de détection de la fraude augmente, suite à une augmentation du taux de fraude, l'assureur augmente la probabilité de contrôler (puisqu'il ne fait plus confiance en cet assuré). Ce qui indique le signe négatif du coefficient de la variable Tdet (significatif à 10%). Plus précisément, lorsque sur un certain nombre de périodes, le taux de détection des déclarations frauduleuses contrôlées augmente, l'assuré en question prend une mauvaise réputation (fraudeur) et son assureur ne fait plus confiance en lui. Il doit par conséquent accroître la probabilité de le contrôler.

Enfin, le coefficient de la variable CAR (coût d'audit relatif) est de signe positif. On s'attend normalement à ce que ce coût d'audit ait un effet négatif sur la décision d'audit. Toutefois, tout en ayant comme objectif la maximisation de ses gains, l'assureur se trouve très souvent devant l'impossibilité de pouvoir minimiser ces coûts. En effet, lorsque le taux de la fraude augmente, il est beaucoup plus bénéfique pour l'assureur de vérifier les déclarations des assurés et supporter ainsi des coûts, que de rembourser des indemnités non mérités sans les contrôler. Ce comportement se manifeste surtout pour les déclarations de montants élevés. Par contre, pour les petites déclarations, le coût de l'audit est parfois plus élevé que l'indemnité. Dans ce cas, même si l'assureur est sûr qu'il s'agit d'une déclaration frauduleuse, il décide de n'engager aucune activité de contrôle. Du coté des assurés, on a remarqué que plusieurs d'entre eux, font des déclarations de montant très proche du coût d'audit (mais tout en étant inférieur). Ce résultat se résume dans le constat suivant :

Constat 10: La probabilité d'audit est moins élevée pour les petits dommages (dont le montant est inférieur au coût d'audit), bien que le taux de fraude soit plus élevé (par rapport aux dommages de montant élevé).

b/ La fréquence de l'audit :

Pour mieux étudier l'activité de l'audit, nous avons utilisé la régression par GLS suivante, où nous expliquons la fréquence d'audit, à l'aide de certaines variables explicatives (le taux de fraude détectée, l'indemnité d'assurance, le coût de l'audit et le gain de l'assureur). Soit le modèle suivant :

$$FA_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 TFD_{it} + \alpha_3 Sdec_{it} + \alpha_4 CA_{it} + \alpha_5 G_{it} + w_{it}$$

La liste des variables incluses dans ce modèle est représentée dans le tableau suivant :

Nom de la variable	**Description de la variable**
FA_{it}	Fréquence d'Audit pour l'assureur i (i = 1…12) à la période t (t = 1…17). $FA_{it} = \frac{\text{Nombre d'assurés contrôlés par l'assureur i à la période t}}{\text{Nombre de déclarations reçues par l'assureur i à la période t}}$
$Sdec_{it}$	La somme des indemnités à payer par l'assureur i à la période t, s'il ne procède pas à une vérification des déclarations.
CA_{it}	Coût d'Audit total, représente ce que coûte à l'assureur i les contrôles effectués à la période t.
G_{it}	Gain final de l'assureur i à la période (t-1)
w_{it}	Terme d'erreur

Dans ce modèle ($w_{it} = \nu_i + u_{it}$) représente le résidu, composé d'un paramètre individuel aléatoire (ν_i) et d'une variable aléatoire (u_{it}) portant les propriétés usuelles (moyenne 0, non corrélée avec elle-même, non corrélée avec les variables explicatives, non corrélée avec le paramètre individuel et homoscédastique).

La description statistique (moyenne, écart-type, valeur max, valeur min) des différentes variables explicatives est donnée dans la table ci-dessous :

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
FA	204	.716585	.2790657	0	1
Sdec	204	5122.838	3046.67	0	15500
CA	204	158.8235	72.11504	0	360
G	204	2664.588	2338.352	0	6370

Les résultats de l'estimation par GLS sont résumés dans le tableau suivant :

```
Random-effects GLS regression                   Number of obs      =       204
Group variable (i) : Assureur                   Number of groups   =        12

R-sq:  within  = 0.3803                         Obs per group: min =        17
       between = 0.8998                                        avg =      17.0
       overall = 0.5675                                        max =        17

Random effects u_i ~ Gaussian                   Wald chi2(3)       =    159.43
corr(u_i, X)       = 0 (assumed)                Prob > chi2        =    0.0000

------------------------------------------------------------------------------
      FA |      Coef.   Std. Err.       z     P>|z|       [95% Conf. Interval]
---------+--------------------------------------------------------------------
    Sdec |   .0000278   5.21e-06      5.334   0.000       .0000176     .000038
      CA |   .0025915   .0002174     11.918   0.000       .0021653    .0030177
       G |   .0000125   5.16e-06      2.417   0.016       2.36e-06    .0000226
   _cons |   .4140069   .0374689     11.049   0.000       .3405692    .4874446
---------+--------------------------------------------------------------------
 sigma_u |  .06678548
 sigma_e |  .15769043
     rho |  .15209076   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
```

L'estimation montre que le modèle est globalement significatif (cf. test de Wald, Prob > chi 2 = 0.000) et que les différentes variables explicatives ont un effet significatif sur la variable à expliquer. Le R^2 intergroupe (between) et le R^2 de la régression groupée (overall), sont respectivement égaux à 0.8998 et 0.5675, ce qui souligne la bonne qualité de l'ajustement.

Le test de Multiplicateur de Lagrange pour les effets aléatoires (var (ν_i) = 0) de Breusch et Pagan (1980) et le test de spécification de Hausman (1978), montrent qu'il n'existe pas de différence significative entre les estimateurs du modèle à effet fixe et celui à effet aléatoire. Ceci prouve que notre modèle est bien spécifié.

```
Breusch  and  Pagan  Lagrangian  multiplier
test for random effects:

FA[Assureur,t]=Xb+u[Assureur]+e[Assureur,t]

   Estimated results:
              Var        sd = sqrt(Var)
---------+-----------------------------
      FA |   .0778777       .2790657
       e |   .0248663      .15769043
       u |   .0044603      .06678548

    Test:   Var(u) = 0
                 chi2(1) =    44.72
               Prob>chi2 =     0.0000
```

```
Hausman specification test

       ---- Coefficients ----
         Fixed    Random
FA   |  Effects   Effects   Difference
-----+--------------------------------
Sdec | .0000184  .0000278    -9.34e-06
  CA | .0022077  .0025915    -.0003838
   G | 8.61e-06  .0000125    -3.86e-06

Test:  Ho:  difference in coefficients
not systematic

   chi2(3)=(b-B)'[S^(-1)](b-B), S
=(S_fe - S_re)
           =    0.0000
Prob>chi2 =     1.0000
```

La variable Sdec a un effet positif sur la variable FA. Ce qui prouve que lorsque l'assureur estime que le montant d'indemnité d'assurance à rembourser est assez élevé, il augmente la fréquence d'audit, dans le sens où il est plus intéressant à lui, de supporter des coûts d'audit que de rembourser des indemnités importantes. C'est ce qui explique aussi l'effet positif des variables CA (coût d'audit) et G (gain de l'assureur en fin de période) sur la fréquence de l'audit. Nous constatons que malgré la hausse des coûts, l'assureur continue à augmenter la fréquence de contrôle. Ceci indique que pour les déclarations élevées, l'assureur trouve plus opportun de les vérifier (supporter des coûts d'audit en conséquence) que de les rembourser sans contrôle. D'où le constat 11 :

Constat 11 : La fréquence d'audit est croissante en fonction de l'indemnité d'assurance versée en cas de non audit.

2.3. Confrontation des résultas expérimentaux et des hypothèses théoriques:

Nous visons dans ce paragraphe à préciser comment les constations empiriques issues de la partie expérimentales, permettent de valider les prédictions théoriques de notre modèle théorique. Nous procédons dans un premier temps, à dresser un tableau récapitulant les différents résultats, et dans un deuxième temps, à exposer les différentes interprétations.

2.3.1. Tableau récapitulatif :

Résultats empiriques		**Résultats théoriques**	
Constats		**Propositions**	
7	Les sujets optent pour un audit aléatoire.	**Prop 1**	i) L'audit aléatoire est optimal
3	Etre contrôlé par l'assureur en (t-1) peut encourager l'assuré à frauder en t.		
9	L'audit est plus saillant pour les assurés auxquels l'assureur fait moins confiance.		

6	Récompenser les assurés honnêtes par versement d'une indemnité plus généreuse permet d'atténuer l'ampleur de la fraude.	**Prop 1** **Prop 2**	ii) Indemnité plus généreuse en cas d'audit Assurance complète en cas d'audit et contrat de franchise en cas de non audit
1 **2** **4** **5**	Les assurés ont tendance à frauder moins lorsqu'ils font face à des dommages de taille importante. Un audit parfait assez fréquent permet d'avoir un effet dissuasif sur les fraudeurs. L'ampleur de la fraude est plus élevée lorsqu'il s'agit de déclaration de faux sinistre que d'augmentation du montant du dommage. L'application d'une sanction sévère permet d'atténuer l'ampleur de la fraude.	**Corollaire 1**	Sanction élevée et audit moins fréquent
8 **10** **11**	L'audit devient systématique pour les grandes déclarations La probabilité d'audit est moins élevée pour les petits dommages (dont le montant est inférieur au coût d'audit) bien que le taux de fraude est plus élevé (par rapport aux dommages de montant élevé). La fréquence d'audit est croissante en fonction de l'indemnité d'assurance versée en cas de non audit.	**Prop 3**	La fréquence d'audit est fonction croissante et concave de l'indemnité d'assurance versée en cas de non audit

2.3.2. Les constatations expérimentales sont-elles conformes aux prédictions théoriques ? :

L'idée centrale de cette analyse est de définir la procédure d'audit optimale permettant de dissuader la fraude. Notamment, il s'agit de mettre l'accent sur l'indemnité optimale à verser

aux assurés, sur la fréquence d'audit optimale utilisée par l'assureur et sur la sanction optimale appliquée aux fraudeurs. Ce paragraphe a pour but de confronter les prédictions théoriques et les constatations expérimentales afin de donner une caractérisation plus spécifique au contrat d'assurance optimale. Cette synthèse est dichotomisée en deux parties fondamentales :

- La première s'intéresse à définir l'indemnité d'assurance optimale, dans un contexte de fraude et d'audit aléatoire parfait.
- La seconde, concerne la caractérisation de la politique d'audit optimale permettant de dissuader la fraude $\begin{cases} \text{- fréquence d'audit} \\ \text{- Sanction} \end{cases}$.

a) Quelle Indemnité d'assurance offrir ?

Il s'agit à ce niveau d'admettre deux résultats majeurs :

- Le premier résultat majeur, concerne le fait que le versement d'une indemnité plus généreuse en cas d'audit, est incitatif à l'honnêteté [proposition 1, (ii)]. Le contrat d'assurance optimal est l'assurance complète en cas d'audit et l'assurance avec franchise croissante, en cas de non audit (proposition 3). L'idée que nous exposons ici, consiste à récompenser les assurés honnêtes par un bonus, pour avoir vérifier leurs déclarations (constat 6). Ceci permet de les distinguer de l'ensemble des fraudeurs.
- Le deuxième résultat majeur, stipule que la fréquence d'audit est croissante en fonction de l'indemnité d'assurance versée en cas de non audit (proposition 2). Ceci souligne l'idée que l'assureur est incité à contrôler plus fréquemment les déclarations, lorsque le coût d'indemnisation augmente (constat 10). Notamment, pour les dommages de taille importante, l'audit devient systématique (constat 8).

b) Quelle est la politique d'audit optimale ?

L'hypothèse centrale qui distingue cette étape de l'analyse, est que l'audit aléatoire est optimale [proposition 1, (i)]. D'ailleurs, cette proposition a été pleinement vérifiée par le constat 7, où nous distinguons que les sujets de notre expérience optent pour l'audit aléatoire : d'une part, l'audit systématique peut inciter à la fraude (constat 3), et d'autre part l'audit aléatoire permet de faire face aux assurés auxquels on fait moins confiance (constat 9).

Une deuxième réflexion majeure concerne l'arbitrage entre la sanction à adopter pour pénaliser les fraudeurs et la fréquence d'audit qui lui est associée pour les dissuader. En effet, l'assureur peut avoir le choix entre deux politiques : d'une part, il peut utiliser une sanction très sévère et diminuer la fréquence d'audit, et d'autre part, il peut adopter une sanction plus limitée mais tout en augmentant la fréquence de contrôle (corollaire 1). Cette hypothèse a été pleinement confirmée par les constats expérimentaux. La probabilité de fraude diminue lorsque les dommages sont de taille importante (constat 1). De surcroît, l'ampleur de la fraude est plus élevée lorsqu'il s'agit de déclaration de faux sinistre que d'augmentation du montant du dommage (constat 4). Ceci est relatif au fait que la sanction appliquée par l'assureur devient plus sévère (refus d'indemnisation + amende), lorsque le montant de la déclaration augmente (constat 5).

Conclusion générale :

Plusieurs manœuvres frauduleuses permettent aux assurés de tirer des gains illégitimes. Nous considérons une classification en distinguant les deux classes de fraude suivantes :

- La déclaration d'un faux sinistre ;
- L'exagération du montant du dommage.

Pour combattre cette fraude, l'assureur doit s'engager dans une procédure d'audit crédible. La procédure d'audit optimale est la procédure aléatoire. Il s'agit de choisir la fréquence d'audit pertinente pour dissuader la fraude. Cette fréquence d'audit est dépendante de l'ampleur du dommage déclaré. Par conséquent, les déclarations de taille importante sont plus fréquemment contrôlées.

Alternativement, l'assureur a la possibilité de décroître la fréquence de contrôle, et appliquer en contrepartie, une sanction très sévère aux fraudeurs. Expérimentalement, nous avons montré que cette politique est efficace en matière de dissuasion.

Pour inciter les assurés à être honnêtes, l'assureur verse des indemnités plus généreuses en cas d'audit. Plus précisément, il s'agit de récompenser les assurés honnêtes pour avoir vérifier leurs déclarations.

Cette analyse concerne le paradigme d'« état de vérification coûteuse », selon lequel, la fraude ne génère pas de frais pour l'assuré. Par contre, le contrôle des déclarations, fait supporter à l'assureur un coût. De plus, l'audit est supposé parfait, de sorte que la fraude soit systématiquement détectée. Il est encore important d'intégrer dans cette étude, la possibilité pour l'assuré d'engager des frais pour frauder. Cela, lui permet de rendre l'activité d'audit plus difficile, de sorte que l'assureur n'arrive pas à détecter la fraude avec certitude. Ce paradigme est connu sous la dénomination d'« état de falsification coûteuse ». Cette réflexion fait l'objet du chapitre suivant.

Annexe 4.1

$$\text{Maximiser EU} = \sum_{i=0}^{n} q_i \left\{\lambda(x_i)\, U(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) + (1-\lambda(x_i))\, U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i))\right\}$$

Sous Contraintes:

$$P - \sum_{i=0}^{n} q_i \left\{\lambda(x_i)\left[C + I_A(x_i)\right] + (1-\lambda(x_i))\, I_{\overline{A}}(x_i)\right\} \geq 0 \qquad \text{(CP)}$$

$$\begin{aligned}&\left\{\lambda(x_i)\, U(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) + (1-\lambda(x_i))\, U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i))\right\}\\ &\quad \geq \left\{\lambda(d_i)\, U(W_0 - P - x_i - S) + (1-\lambda(d_i))\, U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(d_i))\right\}\\ &\qquad \text{pour tout } d_i > x_i \text{ dans } \{x_0, x_1, \ldots, x_n\} \qquad \text{(CI)}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}&\left\{\lambda(x_k)\, U(W_0 - P - x_k + I_A(x_k)) + (1-\lambda(x_k))\, U(W_0 - P - x_k + I_{\overline{A}}(x_k))\right\}\\ &\quad \geq \left\{\lambda(x_i)\, U(W_0 - P - x_k - S) + (1-\lambda(x_i))\, U(W_0 - P - x_k + I_{\overline{A}}(x_i))\right\}\\ &\qquad \text{pour tout } x_i > x_k \text{ dans } \{x_0, x_1, \ldots, x_n\} \qquad \text{(CI)}\end{aligned}$$

Le Lagrangien pour ce programme s'écrit sous la forme suivante :

$$\begin{aligned}L = &\sum_{i=0}^{n} q_i \left\{\lambda(x_i)\, U(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) + (1-\lambda(x_i))\, U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i))\right\}\\ &+ \theta_1 \left[P - \sum_{i=0}^{n} q_i \left\{\lambda(x_i)\left[C + I_A(x_i)\right] + (1-\lambda(x_i))\, I_{\overline{A}}(x_i)\right\}\right]\\ &+ \sum_{i=0}^{n} \theta_{2i} \left[\begin{array}{l}\left\{\lambda(x_i)\, U(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) + (1-\lambda(x_i))\, U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i))\right\}\\ -\left\{\lambda(d_i)\, U(W_0 - P - x_i - S) + (1-\lambda(d_i))\, U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(d_i))\right\}\end{array}\right]\\ &+ \sum_{k=0}^{n} \sum_{i=k+1}^{n} \theta_{3ki} \left[\begin{array}{l}\left\{\lambda(x_k)\, U(W_0 - P - x_k + I_A(x_k)) + (1-\lambda(x_k))\, U(W_0 - P - x_k + I_{\overline{A}}(x_k))\right\}\\ -\left\{\lambda(x_i)\, U(W_0 - P - x_k - S) + (1-\lambda(x_i))\, U(W_0 - P - x_k + I_{\overline{A}}(x_i))\right\}\end{array}\right]\end{aligned}$$

$\theta_1, \theta_{2i}, \theta_{3ki}$ sont les multiplicateurs de Lagrange.

Les conditions de premier ordre s'écrivent :

$$\begin{cases} \dfrac{\partial L}{\partial I_{Ai}} = 0 \quad (1) \\ \dfrac{\partial L}{\partial I_{\bar{A}i}} = 0 \quad (2) \\ \dfrac{\partial L}{\partial \lambda_i} = 0 \quad (3) \\ \dfrac{\partial L}{\partial \theta_1} = 0 \quad (4) \\ \dfrac{\partial L}{\partial \theta_{2i}} = 0 \quad (5) \\ \dfrac{\partial L}{\partial \theta_{3ki}} = 0 \quad (6) \end{cases}$$

$$(1) \Leftrightarrow q_i\lambda(x_i)\,U'(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) - \theta_1 q_i \lambda(x_i) + \theta_{2i}\lambda(x_i)\,U'(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) = 0$$

$$\Leftrightarrow [q_i\lambda(x_i) + \theta_{2i}\lambda(x_i)]U'(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) = \theta_1 q_i \lambda(x_i)$$

$$\Leftrightarrow [q_i + \theta_{2i}]U'(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) = \theta_1 q_i$$

$$\Leftrightarrow U'(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) = \frac{\theta_1 q_i}{q_i + \theta_{2i}}$$

$$(2) \Leftrightarrow q_i[1-\lambda(x_i)]U'(W_0 - P - x_i + I_{\bar{A}}(x_i)) - \theta_1 q_i[1-\lambda(x_i)] + \theta_{2i}[1-\lambda(x_i)]U'(W_0 - P - x_i + I_{\bar{A}}(x_i))$$
$$- \theta_{3ki}[1-\lambda(x_i)]U'(W_0 - P - x_k + I_{\bar{A}}(x_i)) = 0$$

$$\Leftrightarrow [q_i + \theta_{2i}]U'(W_0 - P - x_i + I_{\bar{A}}(x_i)) = \theta_1 q_i + \theta_{3ki}U'(W_0 - P - x_k + I_{\bar{A}}(x_i))$$

$$\Leftrightarrow U'(W_0 - P - x_i + I_{\bar{A}}(x_i)) = \frac{\theta_1 q_i}{q_i + \theta_{2i}} + \frac{\theta_{3ki}}{q_i + \theta_{2i}}U'(W_0 - P - x_k + I_{\bar{A}}(x_i))$$

$$\Leftrightarrow U'(W_0 - P - x_i + I_{\bar{A}}(x_i)) = U'(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) + \frac{\theta_{3ki}}{q_i + \theta_{2i}}U'(W_0 - P - x_k + I_{\bar{A}}(x_i))$$

$$(3) \Leftrightarrow q_i\left\{U(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) - U(W_0 - P - x_i + I_{\bar{A}}(x_i))\right\} - \theta_1 q_i\left[C + I_A(x_i) - I_{\bar{A}}(x_i)\right]$$
$$+ \theta_{2i}\left\{U(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) - U(W_0 - P - x_i + I_{\bar{A}}(x_i))\right\}$$
$$- \theta_{3ki}\left\{U(W_0 - P - x_k - S) - U(W_0 - P - x_k + I_{\bar{A}}(x_i)\right\}$$

$$\Leftrightarrow [q_i + \theta_{2i}]\left\{U(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) - U(W_0 - P - x_i + I_{\bar{A}}(x_i))\right\} =$$
$$\theta_1 q_i\left[C + I_A(x_i) - I_{\bar{A}}(x_i)\right] + \theta_{3ki}\left\{U(W_0 - P - x_k - S) - U(W_0 - P - x_k + I_{\bar{A}}(x_i)\right\}$$

$$\Leftrightarrow \left\{U(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) - U(W_0 - P - x_i + I_{\bar{A}}(x_i))\right\} =$$
$$\frac{\theta_1 q_i}{q_i + \theta_{2i}}\left[C + I_A(x_i) - I_{\bar{A}}(x_i)\right] + \frac{\theta_{3ki}}{q_i + \theta_{2i}}\left\{U(W_0 - P - x_k - S) - U(W_0 - P - x_k + I_{\bar{A}}(x_i)\right\}$$

$$(4) \Leftrightarrow P = \sum_{i=0}^{n} q_i\left\{\lambda(x_i)\left[C + I_A(x_i)\right] + (1 - \lambda(x_i))I_{\bar{A}}(x_i)\right\}$$

$$(5) \Leftrightarrow \left\{\lambda(x_i)\,U(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) + (1-\lambda(x_i))\,U(W_0 - P - x_i + I_{\bar{A}}(x_i))\right\}$$
$$= \left\{\lambda(d_i)\,U(W_0 - P - x_i - S) + (1-\lambda(d_i))\,U(W_0 - P - x_i + I_{\bar{A}}(d_i))\right\}$$
$$\Leftrightarrow \lambda(x_i) = \lambda(d_i)\frac{U(W_0 - P - x_i - S) - U(W_0 - P - x_i + I_{\bar{A}}(d_i))}{U(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) - U(W_0 - P - x_i + I_{\bar{A}}(x_i))}$$
$$+\frac{U(W_0 - P - x_i + I_{\bar{A}}(d_i)) - U(W_0 - P - x_i + I_{\bar{A}}(x_i))}{U(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) - U(W_0 - P - x_i + I_{\bar{A}}(x_i))}$$
$$\Leftrightarrow \lambda(x_i) = A.\lambda(d_i) + B$$

$$(6) \Leftrightarrow \left\{\lambda(x_k)\,U(W_0 - P - x_k + I_A(x_k)) + (1-\lambda(x_k))\,U(W_0 - P - x_k + I_{\bar{A}}(x_k))\right\}$$
$$= \left\{\lambda(x_i)\,U(W_0 - P - x_k - S) + (1-\lambda(x_i))\,U(W_0 - P - x_k + I_{\bar{A}}(x_i))\right\}$$
$$\Leftrightarrow \lambda(x_i) = \lambda(x_k)\frac{U(W_0 - P - x_k + I_A(x_k)) - U(W_0 - P - x_k + I_{\bar{A}}(x_k))}{U(W_0 - P - x_k - S) - U(W_0 - P - x_k + I_{\bar{A}}(x_i))}$$
$$+\frac{U(W_0 - P - x_k + I_{\bar{A}}(x_k)) - U(W_0 - P - x_k + I_{\bar{A}}(x_i))}{U(W_0 - P - x_k - S) - U(W_0 - P - x_k + I_{\bar{A}}(x_i))}$$
$$\Leftrightarrow \lambda(x_i) = A'.\lambda(x_k) + B'$$

Annexe 4.2 :

Preuve de la proposition 1[24]

- **Preuve de (i) :** $\lambda(x_i) < 1$ pour tout x_i si on a :

$$\{\lambda(x_i)\,U(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) + (1-\lambda(x_i))\,U(W_0 - P - x_i + I_{\bar{A}}(x_i))\} > U(W_0 - P - x_i - S)$$

Appelons cette condition C : cette condition signifie que l'utilité espérée de l'assuré en cas de non fraude et quand il est possible pour l'assureur de contrôler la déclaration de dommage est supérieure à son utilité lorsqu'il subit un sinistre et il est sanctionné.

Ecrivons : $V(x_i) = \{\lambda(x_i)\,U(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) + (1-\lambda(x_i))\,U(W_0 - P - x_i + I_{\bar{A}}(x_i))\}$

Montrons tout d'abord que si cette condition n'est pas établie alors la stratégie d'audit optimale est déterministe (Townsend, 1979). Autrement dit, si la condition C est vérifiée alors $\lambda(x_i) \in \{0,1\}$ pour tout $x_i \in X$.

Pour ceci, supposons que la condition C n'est pas vérifiée lorsque la stratégie d'audit est déterministe ($\lambda(x_i) = 1$ pour tout x_i). Supposons aussi que C n'est pas vérifiée à l'optimum : (*).

Soit $x' \in X$, tel que $V^*(x') = U(W_0 - P - x' - S)$

Si $I^*_{\bar{A}}(x'') > -S$ pour x'' dans X, alors $\lambda^*(x'') = 1$. Ailleurs la contrainte d'incitation n'est pas vérifiée pour $x_i = x'$ et $d_i = x''$. Ainsi, on peut considérer que $I^*_{\bar{A}}(x_i) = -S$ pour tout x_i.

Le contrat optimal $\{\lambda^*, I^*_A\}$ maximise :

$$EU = \sum_{i=0}^{n} q_i \{\lambda(x_i)U(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) + (1-\lambda(x_i))U(W_0 - P - x_i - S)\}$$

$$S/C \quad P - \sum_{i=0}^{n} q_i \{\lambda(x_i)[I_A(x_i) + C] - (1-\lambda(x_i))S\}$$

$$I_A(x_i) \geq -S \quad \text{et} \quad 0 \leq \lambda(x_i) \leq 1 \quad \text{pour tout} \quad x_i \in X$$

Soit θ le multiplicateur de Kuhn – Tucker ; les conditions de 1er ordre s'écrivent :

(1) $\dfrac{\partial L}{\partial I_A} = 0$

$$\Leftrightarrow q_i\lambda(x_i)U'(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) - q_i\lambda(x_i)\theta = 0$$
$$\Leftrightarrow \lambda(x_i)[U'(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) - \theta] = 0$$

(2) $\dfrac{\partial L}{\partial \lambda} = 0$

$$\Leftrightarrow \omega(x_i) = U(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) - U(W_0 - P - x_i - S) - \theta[I_A(x_i) + C + S] = 0$$

[24] Cette démonstration est inspiré de celle de Fagart et Picard (1999).

avec $\begin{cases} \omega(x_i) \leq 0 \text{ si } \lambda(x_i) = 0 \\ \omega(x_i) = 0 \text{ si } 0 < \lambda(x_i) < 1 \\ \omega(x_i) \geq 0 \text{ si } \lambda(x_i) = 1 \end{cases}$ pour tout $x_i \in X$

D'après le résultat de (1), on peut écrire que $I_A(x_i) = T + x_i$ pour tout x_i tel que $\lambda(x_i) > 0$, où T est une constante telle que $T + x_i > -S$ si $\lambda(x_i) > 0$.

On obtient :

$$\frac{\partial\omega(x_i)}{\partial x_i} = U'(W_0 - P - x_i - S) - U'(W_0 - P + T) > 0$$

soit $\hat{x}$ tel que $\omega(\hat{x}) = 0$ avec $\hat{x} > -S - T$. Si $x_i > \hat{x}$, on a $\omega(x_i) > 0$, ce qui implique que $\lambda(x_i) = 1$. Si $x_i < \hat{x}$, alors $\omega(x_i) < 0$ et $\lambda(x_i) = 0$. De plus, on a $\omega(0) < 0$, ce qui implique que $\hat{x} > 0$.

Choisir $\lambda(x_i) = 1$, lorsque $x_i > \hat{x}$ et $\lambda(x_i) = 0$ si $x_i \leq \hat{x}$ est optimal.

Nous avons ainsi montré, que lorsque si la condition C n'est pas établie alors la stratégie d'audit optimale est déterministe.

Prouvons maintenant que la stratégie d'audit optimale est aléatoire $\lambda(x_i) < 1$ pour tout $x_i \in X$

Supposons que pour un contrat d'assurance A, on a $\lambda(x_i) = 1$ pour tout x_i dans $\{a_1,...,a_2\} \subset X$, avec $a_1 < a_2$.

Soit : $\overline{A}$ un deuxième contrat d'assurance définie par $\{\overline{I}_A(.), \overline{I}_{\overline{A}}(.), \overline{\lambda}(.)\}$

Nous supposons que $\overline{A}$ est confondu avec A lorsque $x_i \notin \{a_1,...,a_2\}$ et que $\overline{I}_A(x_i) = \overline{I}_{\overline{A}}(x_i) = I_A(x_i) + C\pi$ et $\overline{\lambda}(x_i) = 1 - \pi$ si $x_i \in \{a_1,...,a_2\}$.

$\overline{A}$ est compatible avec la contrainte d'incitation.

De plus, le contrat $\overline{A}$ génère le même coût espéré que le contrat A.

Le contrat $\overline{A}$ procure une utilité plus grande (invariable) que le contrat A, lorsque $x_i \in \{a_1,...,a_2\}$ ($x_i \notin \{a_1,...,a_2\}$). Ce qui contredit le fait que A est le contrat optimal.

- **Preuve de (ii)** $I_A(x_i) > I_{\overline{A}}(x_i)$ pour tout x_i tel que $\lambda(x_i) > 0$

D'après les résultats de (1) et (2) on a :

$$\begin{cases} U'(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) = \dfrac{\theta_1 q_i}{q_i + \theta_{2i}} \\ U'(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i)) = U'(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) + \dfrac{\theta_{3ki}}{q_i + \theta_{2i}} U'(W_0 - P - x_k + I_{\overline{A}}(x_i)) \end{cases}$$

De plus on sait que :

$$\frac{\theta_{3ki}}{q_i + \theta_{2i}} > 0$$

et $\quad U'(W_0 - P - x_k + I_{\overline{A}}(x)) > 0$

donc on peut écrire que :

$U'(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i)) > U'(W_0 - P - x_i + I_A(x_i))$

La fonction d'utilité U étant du type Von-Neumann Morgenstern avec U'>0 et U''<0, nous obtenons ainsi, le résultat suivant :

$U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i)) < U(W_0 - P - x_i + I_A(x_i))$

et par conséquent : $I_{\overline{A}}(x_i) < I_A(x_i)$

$\Rightarrow$ En cas d'honnêteté de l'assuré, l'assureur doit lui verser un bonus s'il lui vérifie sa déclaration.

- **Preuve de (iii)** si $\lambda(d_i) > 0$ pour une **déclaration** d_i alors il existe un dommage x_i tel que :

$$\begin{aligned} &\{\lambda(x_i)\, U(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) + (1 - \lambda(x_i))\, U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i))\} \\ &= \{\lambda(d_i)\, U(W_0 - P - x_i - S) + (1 - \lambda(d_i))\, U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(d_i))\} \end{aligned}$$

Cette proposition signifie que lorsque la probabilité d'audit associée à une déclaration d_i est positive, alors il existe un dommage x_i tel que l'assuré est indifférent entre frauder et déclarer la vérité. Autrement dit, la contrainte d'incitation est saturée.

Supposons que pour un contrat d'assurance optimal A, on a $\lambda(d_i) > 0$ et que :

$$\begin{aligned} &\{\lambda(x_i)\, U(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) + (1 - \lambda(x_i))\, U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i))\} \\ &> \{\lambda(d_i)\, U(W_0 - P - x_i - S) + (1 - \lambda(d_i))\, U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(d_i))\} \end{aligned}$$

pour toute déclaration $d_i \in \{a,...,b\} \subset X$ avec $a < b$ et pour tout sinistre $x_i \in X$.

Soit $\overline{A}$ un contrat défini par $\{\overline{I}_A(.), \overline{I}_{\overline{A}}(.), \overline{\lambda}(.)\}$ et qui est confondu avec A lorsque $x_i \notin \{a,...,b\}$ et tel que :

$\overline{I}_A(x_i) = I_A(x_i), \qquad \overline{I}_{\overline{A}}(x_i) = I_{\overline{A}}(x_i) + \varepsilon(x_i), \qquad \overline{\lambda}(x_i) = \lambda(x_i) - \mu(x_i) \quad \text{si} \quad x_i \in \{a,...,b\}$

avec $\lambda(x_i) > \mu(x_i) > 0 \quad \forall x_i \in \{a,...,b\}$ et $\varepsilon(x_i) = \eta(\mu(x_i), x_i)$, avec

$$\eta(x_i) \equiv \frac{\mu\left[I_A(x_i) + C - I_{\overline{A}}(x_i)\right]}{1 - \lambda(x_i) + \mu}$$

Si $\mu(x_i)$ est suffisamment petite pour tout $x_i \in \{a,...,b\}$, alors $\overline{A}$ est compatible avec la contrainte d'incitation. De plus pour tout $x_i \in \{a,...,b\}$ on a :

$$\overline{\lambda}(x_i)\left[I_A(x_i) + C\right] + \left[1 - \overline{\lambda}(x_i)\right]I_{\overline{A}}(x_i) = \lambda(x_i)\left[I_A(x_i) + C\right] + \left[1 - \lambda(x_i)\right]I_{\overline{A}}(x_i)$$

et par conséquent A et $\overline{A}$ génèrent le même coût. Soit :

$$V(\mu(x_i), x_i) = \left[1 - \lambda(x_i) + \mu\right]U\left(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i) + \eta(\mu, x_i)\right) + \left[\lambda(x_i) - \mu\right]U\left(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)\right)$$

représente l'utilité espérée d'un assuré avec le contrat $\overline{A}$.

$$\frac{\partial V}{\partial \mu}_{|\mu=0} = U\left(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i)\right) - U\left(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)\right) + \left[I_A(x_i) + C - I_{\overline{A}}(x_i)\right]U'\left(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i)\right) > 0$$

Ainsi, on peut choisir une fonction $\mu(x_i)$ qui est positive et continue sur $\{a,...,b\}$ telle que l'utilité espérée d'un assuré honnête croit lorsque $x_i \in \{a,...,b\}$, ce qui contredit le fait que le contrat A est optimal.

Annexe 4.3 :

Preuve de la proposition 2

- *preuve du lemme 1 :*

Soit $\hat{x}$ la déclaration de sinistre pour laquelle l'assuré aura la plus petite indemnité. Nous écrivons ainsi : $I_{\overline{A}}(\hat{x}) = \inf\{I_A, I_{\overline{A}}(x_i), x_i \in X\}$ (1)

Supposons qu'on a :

$$U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(\hat{x})) \geq (1-\lambda(x_i))U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(x_i)) + \lambda(x_i)U(W_0 - P - S) \quad \forall x_i \in X \qquad (2)$$

Le terme à gauche de l'inégalité, représente l'utilité de l'assuré en cas où il ne subit pas de sinistre et il reçoit la plus petite indemnité, et la partie de droite représente l'espérance d'utilité de l'assuré fraudeur qui déclare un sinistre x_i alors qu'il n'a pas subi de dommage.

U est CARA. La condition (2) peut ainsi s'écrire :

$$U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(\hat{x})) \geq (1-\lambda(x_j))U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_j)) + \lambda(x_j)U(W_0 - P - x_i - S) \quad \forall x_j, x_i \in X \quad \text{avec } x_j \neq x_i \qquad (3)$$

D'après (1) et (2) :

$$\{\lambda(x_i)\, U(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) + (1 - \lambda(x_i))\, U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i))\} \geq U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(\hat{x})) \quad \text{pour tout } x_i \text{ dans } \{x_0, x_1, \ldots, x_n\} \qquad (4)$$

d'où toutes les contraintes d'incitation sont vérifiées.

L'inégalité (4) traduit le fait que l'espérance d'utilité de l'assuré honnête est supérieure à son utilité dans le cas où il reçoit la plus petite indemnité, et qui est elle-même supérieure l'espérance d'utilité de l'assuré fraudeur.

- *Preuve de la proposition 2 :*

Le nouveau programme d'optimisation P2 s'écrit ainsi :

$$L = \sum_{i=0}^{n} q_i \{\lambda(x_i)\, U(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) + (1 - \lambda(x_i))\, U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i))\}$$

$$+ \theta_1 \left[P - \sum_{i=0}^{n} q_i \{\lambda(x_i)[C + I_A(x_i)] + (1-\lambda(x_i))\, I_{\overline{A}}(x_i)\} \right]$$

$$+ \theta_2 \{U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(\hat{x})) - (1-\lambda(x_i))U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(x_i)) - \lambda(x_i)U(W_0 - P - S)\}$$

l'assureur choisit la probabilité d'audit de façon à saturer la contrainte d'incitation. Ainsi :

$$U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(\hat{x})) = (1-\lambda(x_i))U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(x_i)) + \lambda(x_i)U(W_0 - P - S)$$

$$\lambda(x_i) = \frac{U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(x_i)) - U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(\hat{x}))}{U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(x_i)) - U(W_0 - P - S)}$$

$$\lambda'(x_i) = \frac{U'(W_0 - P + I_{\overline{A}}(x_i))\left[U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(\hat{x})) - U(W_0 - P - S)\right]}{\left[U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(x_i)) - U(W_0 - P - S)\right]^2} > 0$$

$\lambda'_{I_{\overline{A}}} > 0$ donc $\lambda(.)$ est croissante en fonction de $I_{\overline{A}}$

$\lambda''_{I_{\overline{A}}} < 0$ donc $\lambda(.)$ est concave.

Plus l'assureur indemnise en cas de non audit, plus il a intérêt à augmenter la probabilité d'audit.

Annexe 4.4

Preuve de la proposition 3 : indemnité optimale

- **indemnité optimale en cas d'audit :**

Commençons par écrire les conditions de premier ordre du nouveau programme P2 :

$$\frac{\partial L}{\partial I_{Ai}} = 0 \Leftrightarrow q_i\lambda(x_i)U'(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) - \theta_1 q_i\lambda(x_i) = 0$$

$$\Leftrightarrow q_i\lambda(x_i)U'(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) = \theta_1 q_i\lambda(x_i)$$

$$\Leftrightarrow U'(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) = \theta_1 \qquad (1)$$

$$\Leftrightarrow U'(W_0 - P - x_0 + I_A(x_0)) = U'(W_0 - P - x_1 + I_A(x_1)) = ... = U'(W_0 - P - x_n + I_A(x_n)) = \theta_1$$

$$\Leftrightarrow U(W_0 - P - x_0 + I_A(x_0)) = U(W_0 - P - x_1 + I_A(x_1)) = ... = U(W_0 - P - x_n + I_A(x_n))$$

et $U(W_0 - P - x_0 + I_A(x_0)) = U(W_0 - P)$

$\Rightarrow$ ***L'assurance complète est ainsi optimale en cas d'audit***

$$\frac{\partial L}{\partial I_{\overline{A}i}} = 0 \Leftrightarrow q_i(1 - \lambda(x_i))U'(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i)) - \theta_1 q_i(1 - \lambda(x_i))$$

$$- \theta_2(1 - \lambda(x_i))U'(W_0 - P + I_{\overline{A}}(x_i)) = 0$$

$$\Leftrightarrow U'(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i)) = \theta_1 + \frac{\theta_2}{q_i}U'(W_0 - P + I_{\overline{A}}(x_i))$$

$$\Leftrightarrow U'(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i)) = U'(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) + \frac{\theta_2}{q_i}U'(W_0 - P + I_{\overline{A}}(x_i)) \qquad (2)$$

(1) et (2) prouvent que $I_A > I_{\overline{A}}$

$\Rightarrow$ ***L'indemnité d'assurance en cas d'audit est plus importante que l'indemnité d'assurance en cas de non audit.***

- **indemnité optimale en cas de non audit :**

Pour un sinistre $x_i \in \{x_0, x_1, ..., x_n\}$, la contrainte d'incitation s'écrit :

$$\{\lambda(x_i)U(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) + (1 - \lambda(x_i))U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i))\}$$
$$\geq \{\lambda(d_i)U(W_0 - P - x_i - S) + (1 - \lambda(d_i))U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(d_i))\}$$
$$\text{pour tout } d_i > x_i \text{ dans } \{x_0, x_1, ..., x_n\} \qquad (CI)$$

Pour un sinistre x_{i+1}, la contrainte d'incitation s'écrit :

$$\{\lambda(x_{i+1})\,U(W_0 - P - x_{i+1} + I_A(x_{i+1})) + (1-\lambda(x_{i+1}))\,U(W_0 - P - x_{i+1} + I_{\overline{A}}(x_{i+1}))\}$$
$$\geq \{\lambda(d_{i+1})\,U(W_0 - P - x_{i+1} - S) + (1-\lambda(d_{i+1}))\,U(W_0 - P - x_{i+1} + I_{\overline{A}}(d_{i+1}))\}$$
$$\text{pour tout } d_{i+1} > x_{i+1} \text{ dans } \{x_0, x_1, ..., x_n\} \qquad \text{(CI)}$$

Soit d* la meilleure déclaration mensongère pour un sinistre x_i alors on a :

$$\{\lambda(d^*)\,U(W_0 - P - x_i - S_L) + (1-\lambda(d^*))\,U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(d^*))\}$$
$$\geq \{\lambda(d_i)\,U(W_0 - P - x_i - S) + (1-\lambda(d_i))\,U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(d_i))\}$$

$$d^* \in \{x_{i+1}, x_{i+2}, ..., x_n\}$$

Soit d** la meilleure déclaration mensongère pour un sinistre x_{i+1} alors on a :

$$\{\lambda(d^{**})\,U(W_0 - P - x_{i+1} - S) + (1-\lambda(d^{**}))\,U(W_0 - P - x_{i+1} + I_{\overline{A}}(d^{**}))\}$$
$$\geq \{\lambda(d_{i+1})\,U(W_0 - P - x_{i+1} - S) + (1-\lambda(d_{i+1}))\,U(W_0 - P - x_{i+1} + I_{\overline{A}}(d_{i+1}))\}$$

$$d^{**} \in \{x_{i+2}, x_{i+3}, ..., x_n\}$$

Deux cas se présentent :

<u>1er cas : d** = d*</u>

Ce premier cas se traduit par le fait que la meilleure déclaration mensongère est la même pour deux états de pertes consécutifs x_i et x_{i+1}. Cette éventualité permet d'avoir :

$$EU(d^*) = \{\lambda(d^*)\,U(W_0 - P - x_i - S) + (1-\lambda(d^*))\,U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(d^*))\}$$
$$EU(d^{**}) = \{\lambda(d^{**})\,U(W_0 - P - x_{i+1} - S) + (1-\lambda(d^{**}))\,U(W_0 - P - x_{i+1} + I_{\overline{A}}(d^{**}))\}$$

pour $d^{**} = d^* = \overline{d}$ on a $\begin{cases} I_{\overline{A}}(d^{**}) = I_A(d^*) = I_{\overline{A}}(\overline{d}) \\ \lambda(d^{**}) = \lambda(d^*) = \lambda(\overline{d}) \end{cases}$

ceci nous donne $EU(d^{**}) < EU(d^*)$ pour tout $x_{i+1} > x_i$

or d'après la contrainte d'incitation on a : $EU(d^*) \leq EU(x_i)$ pour tout $d^* > x_i$

L'assureur choisit la probabilité d'audit de façon à saturer la contrainte d'incitation. On peut alors écrire :

$$\{\lambda(x_i)\,U(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) + (1-\lambda(x_i))\,U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i))\}$$
$$= \{\lambda(d^*)\,U(W_0 - P - x_i - S) + (1-\lambda(d^*))\,U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(d^*))\}$$

$$\{\lambda(x_{i+1})\,U(W_0 - P - x_{i+1} + I_A(x_{i+1})) + (1-\lambda(x_{i+1}))\,U(W_0 - P - x_{i+1} + I_{\overline{A}}(x_{i+1}))\}$$
$$= \{\lambda(d^*)\,U(W_0 - P - x_{i+1} - S) + (1-\lambda(d^*))\,U(W_0 - P - x_{i+1} + I_{\overline{A}}(d^*))\}$$

on a ainsi : $\begin{cases} EU(d^*, x_{i+1}) < EU(d^*, x_i) \\ EU(x_i) = EU(d^*, x_i) \\ EU(x_{i+1}) = EU(d^*, x_{i+1}) \end{cases}$ on peut alors conclure que $EU(x_{i+1}) < EU(x_i)$

Essayons maintenant de formuler ce problème comme étant le choix entre des loteries,

Loterie L** : λ^* → $W_0 - P - x_{i+1} - S$; $1 - \lambda^*$ → $W_0 - P - x_{i+1} + I_{\overline{A}}(d^*)$ CI saturée : $L^{**} \approx Li + 1$	**Loterie Li+1** : $\lambda(x_{i+1})$ → $W_0 - P - x_{i+1} + I_A(x_{i+1})$; $1 - \lambda(x_{i+1})$ → $W_0 - P - x_{i+1} + I_{\overline{A}}(x_{i+1})$
Loterie L* : λ^* → $W_0 - P - x_i - S$; $1 - \lambda^*$ → $W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(d^*)$ CI saturée : $L^* \approx Li$	**Loterie Li** : $\lambda(x_i)$ → $W_0 - P - x_i + I_A(x_i)$; $1 - \lambda(x_i)$ → $W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i)$

Pour le système $\begin{cases} I_{\overline{A}}(d^{**}) = I_A(d^*) = I_{\overline{A}}(\overline{d}) \\ \lambda(d^{**}) = \lambda(d^*) = \lambda(\overline{d}) \end{cases}$, la loterie $L^{**} \prec L^*$.

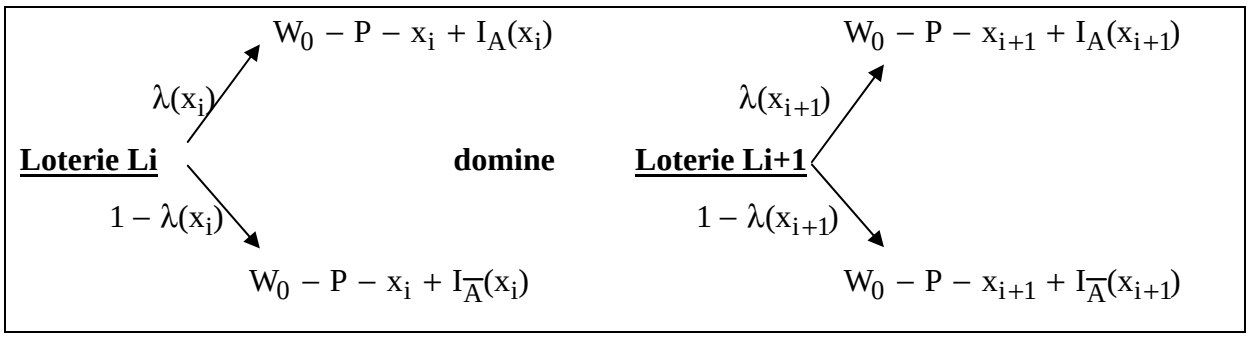
On a ainsi :

$L^{**} \prec L^*$

$L^* \sim Li$

$L^{**} \sim Li+1$

et par conséquent $Li+1 \prec Li$ (d'après l'axiome de transitivité



<u>2eme cas : si d** ≠ d*</u>

Hypothèses :

d* est la meilleure déclaration mensongère pour l'état i

d** est la meilleure déclaration mensongère pour l'état i+1

$d^{**} \neq d^{*}$

d** domine d* pour l'état i+1, puisque d** est la meilleure déclaration mensongère pour l'état i+1

d* domine d** pour l'état i, puisque d* est la meilleure déclaration mensongère pour l'état i.

on a donc :

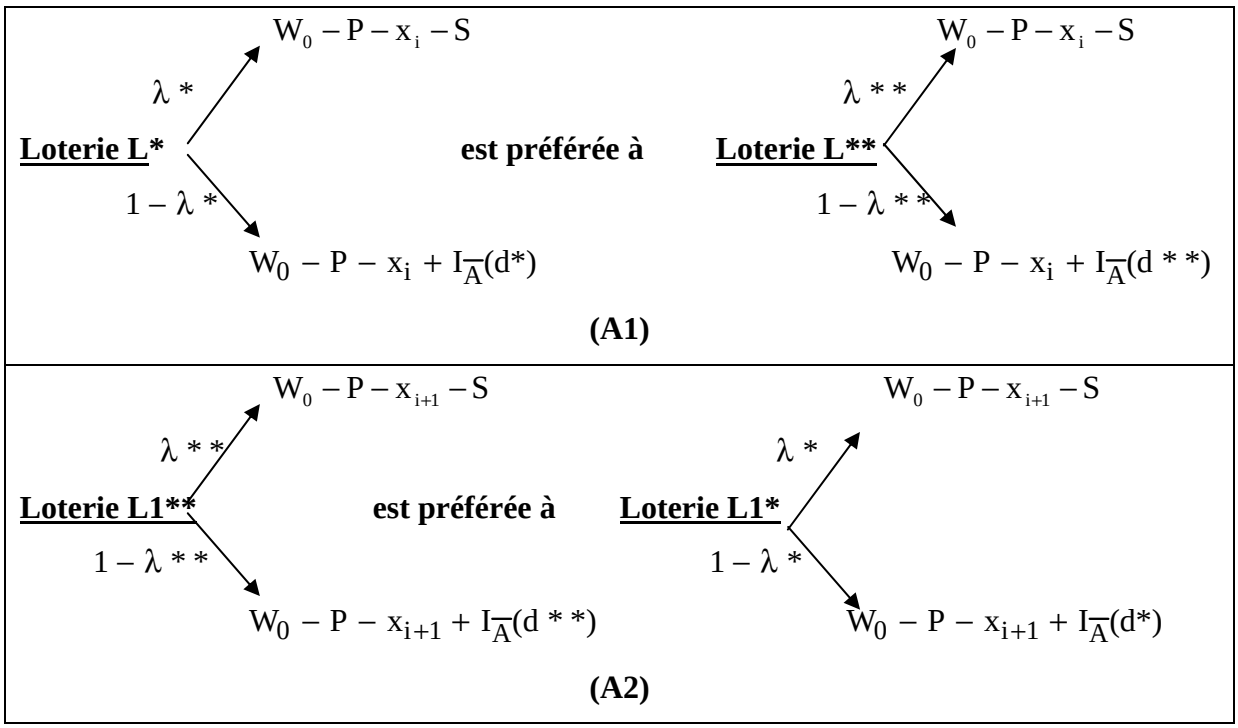
(1)
$$\{\lambda(x_i)\,U(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) + (1-\lambda(x_i))\,U(W_0 - P - x_i + I_{\bar{A}}(x_i))\}$$
$$= \{\lambda(d^*)\,U(W_0 - P - x_i - S) + (1-\lambda(d^*))\,U(W_0 - P - x_i + I_{\bar{A}}(d^*))\}$$

(2)
$$\{\lambda(x_{i+1})\,U(W_0 - P - x_{i+1} + I_A(x_{i+1})) + (1-\lambda(x_{i+1}))\,U(W_0 - P - x_{i+1} + I_{\bar{A}}(x_{i+1}))\}$$
$$= \{\lambda(d^{**})\,U(W_0 - P - x_{i+1} - S) + (1-\lambda(d^{**}))\,U(W_0 - P - x_{i+1} + I_{\bar{A}}(d^{**}))\}$$

et encore (d** domine d* pour l'état i+1):

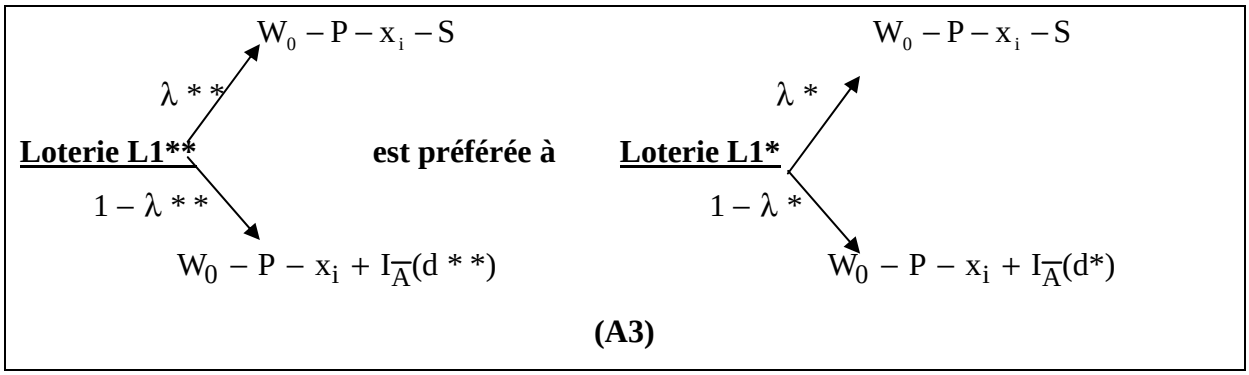
(3)
$$\{\lambda(d^{**})\,U(W_0 - P - x_{i+1} - S) + (1-\lambda(d^{**}))\,U(W_0 - P - x_{i+1} + I_{\bar{A}}(d^{**}))\}$$
$$> \{\lambda(d^*)\,U(W_0 - P - x_{i+1} - S) + (1-\lambda(d^*))\,U(W_0 - P - x_{i+1} + I_{\bar{A}}(d^*))\}$$

(4)
$$\{\lambda(d^*)\,U(W_0 - P - x_i - S) + (1-\lambda(d^*))\,U(W_0 - P - x_i + I_{\bar{A}}(d^*))\}$$
$$> \{\lambda(d^{**})\,U(W_0 - P - x_i - S) + (1-\lambda(d^{**}))\,U(W_0 - P - x_i + I_{\bar{A}}(d^*))\}$$



D'après l'axiome de continuité et de transitivité de VNM , si on ajoute la même quantité positive ($x_{i+1} - x_i$) à chacune des conséquences et pour les deux loteries, on doit conserver les préférences :

(A2) permet d'avoir :



(A3) contredit (A1)

donc on conclut que : il existe une seule meilleure déclaration mensongère pour les deux états i et i+1. c'est-à-dire : d** = d*

et d* > xi+1 car il s'agit d'une déclaration mensongère.

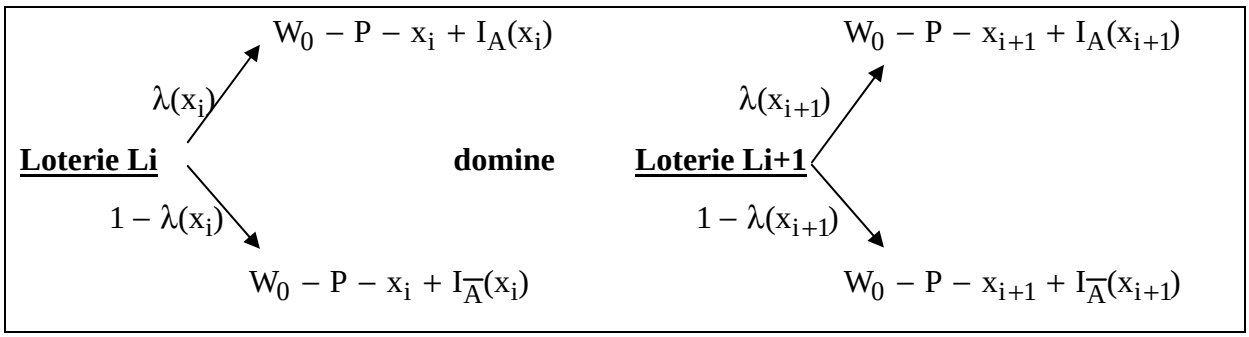
Résumons nos résultats :

i) Il existe une seule meilleure déclaration mensongère pour les états i et i+1

ii) $\lambda(x_i) < \lambda(x_{i+1})$

iii) $I_A(x_i) - x_i = I_A(x_{i+1}) - x_{i+1}$ d'après CIO (1)

iv) La loterie Li domine la loterie Li+1



Nous pouvons ainsi conclure que :

$I_{\overline{A}}(x_i) - x_i > I_{\overline{A}}(x_{i+1}) - x_{i+1}$

l'indemnité d'assurance en cas de non audit est le contrat de franchise.

A chaque déclaration de sinistre $x_i \in X$ est associée une franchise $f_{\overline{A}i}$ telle que $f_{\overline{A}0} < f_{\overline{A}1} < ... < f_{\overline{A}i} .... < f_{\overline{A}n}$.

En effet :

$$I_{\overline{A}}(x_i) - x_i > I_{\overline{A}}(x_{i+1}) - x_{i+1}$$
$$\Leftrightarrow (x_i - f_{\overline{A}i}) - x_i > (x_{i+1} - f_{\overline{A}i+1}) - x_{i+1}$$
$$\Leftrightarrow f_{\overline{A}i} < f_{\overline{A}i+1}$$

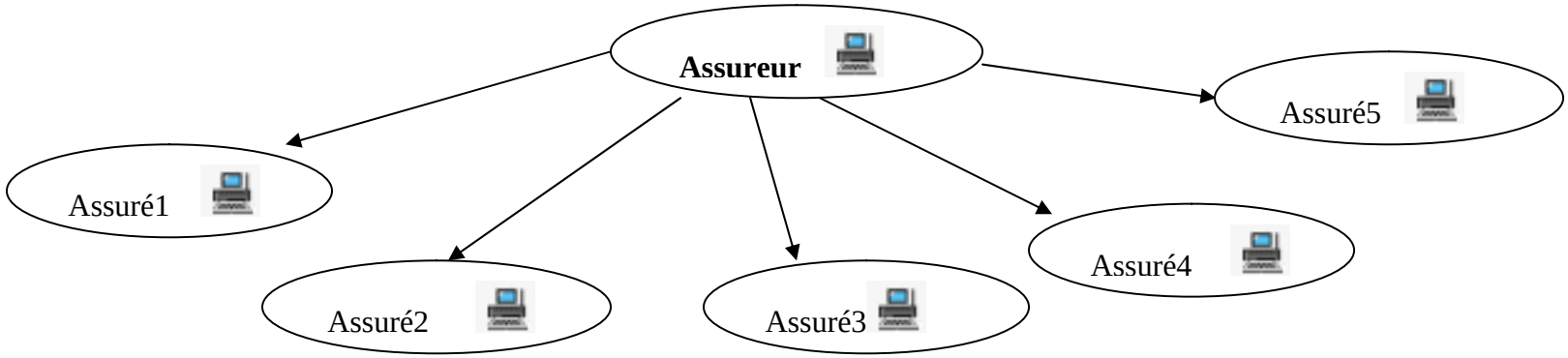
Par récurrence, on prouve que $f_{\overline{A}0} < f_{\overline{A}1} < ... < f_{\overline{A}i} .... < f_{\overline{A}n}$

Annexe 4.5.

Les instructions :

Vous participez à une expérimentation en économie. Lors de cette session, vous allez gagner une certaine somme d'argent. Vos gains dépendent de vos décisions. Cette rémunération comprend deux éléments : une participation forfaitaire de 8€ à laquelle s'ajoute une prime liée à votre performance. Cette prime est proportionnelle à la moyenne des capitaux détenus à la fin de chaque période. Les gains finaux seront compris entre 10€ et 20€.

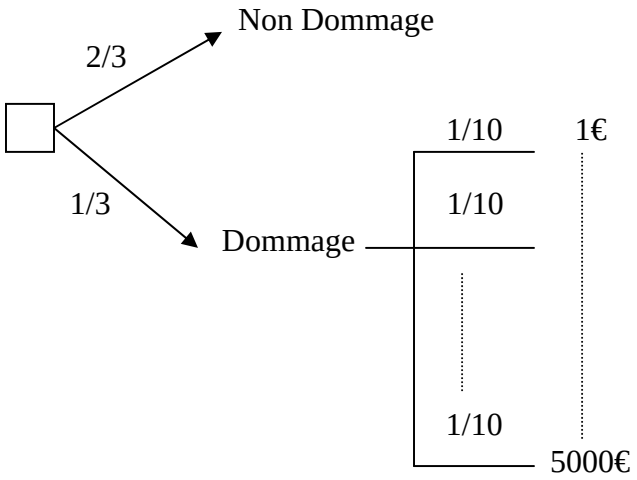
Cette session comprend 17 périodes. Votre groupe est composé de 6 participants : un assureur et 5 assurés



Les rôles d'assureur ou d'assuré seront affectés aléatoirement. Vous garderez les mêmes rôles et vous jouerez avec les mêmes personnes durant ces 17 périodes.

Les assurés : On suppose que vous êtes propriétaire d'un bien d'une valeur de 5000€. Vous êtes ainsi confronté à des situations de risques qui vous obligent à souscrire auprès de votre assureur, et contre paiement d'une prime, un contrat d'assurance multirisque qui vous indemnise en cas de dommage.

A chaque période, vous avez une chance sur 3 de subir un dommage dont la valeur est comprise entre 1€ et 5000€. Le schéma suivant illustre les différentes possibilités auxquelles vous serez confrontés.



Vous disposez d'un capital initial de 1000€ à chaque période.
Le contrat d'assurance qu'on vous propose est l'assurance complète : l'assureur vous rembourse le montant de dommage exact que vous avez subi.
Pour être assuré, vous devez payer une prime de 600€ à chaque période.
Une fois le dommage survenu, vous devez déclarer cette perte à l'assureur. Vous avez la possibilité de frauder de deux manières différentes : soit vous déclarez un dommage qui n'a jamais eu lieu (par exemple, votre dommage est nul et vous déclarez 1500€) soit vous augmentez le montant du dommage subi (par exemple votre dommage est de 100€ et vous déclarez 4000€)
(Attention : votre déclaration ne doit pas dépasser 5000€ [la valeur du bien assuré], elle doit être comprise entre 1€ et 5000€)

L'assureur : Vous êtes un assureur de cinq clients. Vous disposez d'un capital initial de 3000€. Vous devez rembourser les dommages déclarés par les assurés et en contre partie vous recevez les primes d'assurance soit 3000€ (5*600).

Sachant que les assurés peuvent frauder, vous avez la possibilité de les contrôler. Autrement dit vous pouvez vérifier si la déclaration faite par l'assuré correspond bien à son dommage réel. Toutefois cette procédure de contrôle est coûteuse. Le coût de vérification est dépendant de l'ampleur du dommage déclaré :

Coût d'audit	**40€**	**80€**
Déclaration	< 1000€	=1000€

(Attention : il est inutile de contrôler une déclaration nulle)

En cas de détection de la fraude vous pouvez sanctionner l'assuré fraudeur : vous ne lui remboursez pas sa perte et vous lui faites payer une amende en plus :

Déclaration	< 1000€	=1000€
Amende	**50€**	**200€**

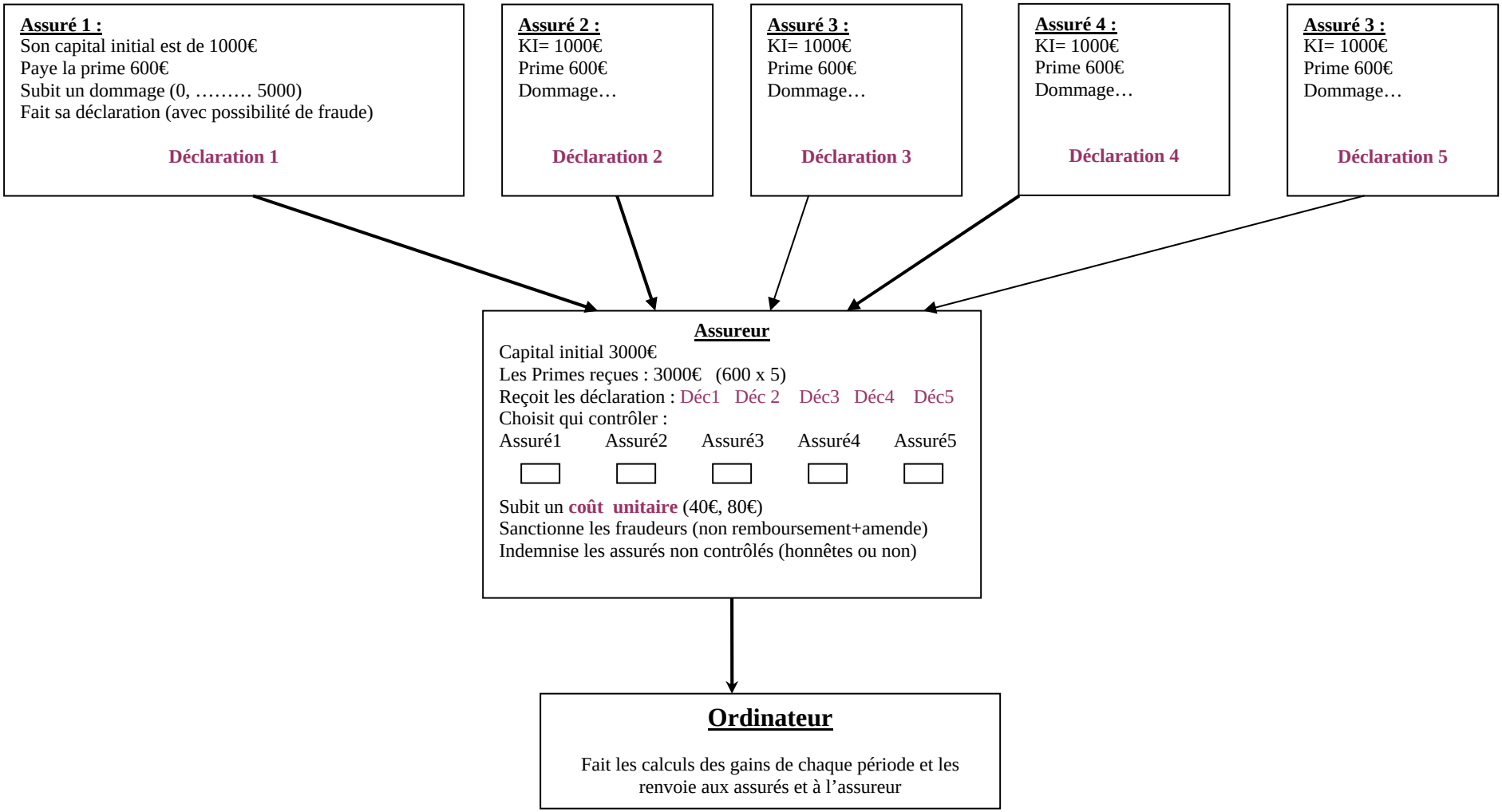
Objectif de chaque période :

Au début de la session, l'ordinateur vous affecte aléatoirement l'un des deux rôles (assuré ou assureur).
Pour les assurés, au début de chaque période, vous devez payer la prime d'assurance (600€), et l'ordinateur vous indique le dommage que vous avez subi. Vous devez par la suite faire votre déclaration de sinistre. De plus vous avez la possibilité de frauder.
Votre déclaration est susceptible d'être contrôlée par votre assureur.

- Si vous êtes fraudeur et que votre assureur vous a contrôlé, vous serez obligatoirement sanctionné.
- Si vous êtes fraudeur et non contrôlé vous recevrez l'indemnité correspondante à votre déclaration et aucune pénalité ne vous sera appliquée.
- Si vous êtes honnête, vous recevrez votre indemnité d'assurance (remboursement de votre dommage) + **un bonus** (50€)

Pour l'assureur, au début de chaque période vous recevez les déclarations de sinistre des cinq assurés. Vous décidez de menez les contrôles qui vous paraissent pertinents. Afin de vérifier si les déclarations correspondent bien aux dommages effectifs, vous pouvez contrôler de 0 à 5 assurés. N'oubliez pas que pour chaque contrôle vous supportez un coût.

Déroulement de la session :



NB : Lors du déroulement de l'expérience, l'expérimentateur est incapable d'observer vos comportements. En effet, suite au tirage au sort, il ne sait pas identifier, qui est assureur, qui est assuré n°1, n°2, ect...

Il est interdit de communiquer durant la totalité de la session expérimentale. Si vous avez des questions concernant ces instructions, nous vous remercions de lever la main ; nous viendrons répondre en privé à vos questions.
Merci pour votre participation.

Pour vous familiariser avec les instructions, commençons par l'exemple suivant :

Ecran de l'Assuré :

Now playing round N° 1

Vous êtes un assuré
Vous disposez d'un capital initial de 1000 € pour vous assurer
Vous devez payer une prime de 600€
Vous avez subi un sinistre de 100 €
Tapez le montant de votre déclaration de sinistre et validez par OK

300 **OK**

Feed-back Information :

Période	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**	**7**	**8**	**9**	**10**	**11**	**12**	**13**	**14**	**15**	**16**	**17**
Capital initial	**1000**	**1000**															
Prime	**600**	**600**															
Dommage	**100**																
Déclaration	**300**																
Indemnité	**300**																
Amende	**350**																
Gain final	**250**																
Contrôlé	**OUI**																

Indemnité = déclaration

Sanction =non indemnité + Amende **(si contrôle)**
Sanction = 0 **(si non contrôle)**

Gain final = Capital initial – perte – prime + indemnité – sanction

Si vous étiez contrôlé par l'assureur « **OUI** », sinon, « **NON** »

Ecran de l'assureur :

Now playing round N°1

Vous êtes un Assureur
* Patientez SVP

Feed-back Information :

Période	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17
Capital initial	3000																
Primes obtenues	3000																
Indemnités payées																	
Coût de contrôle																	
Amendes obtenues																	
Gain final																	
Assuré1-Fraudeur																	
Assuré2-Fraudeur																	
Assuré3-Fraudeur																	
Assuré4-Fraudeur																	
Assuré5-Fraudeur																	

Σ Primes : 5*600=3000

Gain de la période= Cap initial+Primes-Cout-Indemnités+amendes

Now playing round N°1

L'assuré1 a déclaré 300€
L'assuré2 a déclaré 0€
L'assuré3 a déclaré 100€
L'assuré4 a déclaré 3250€
L'assuré5 a déclaré 0€

N°2…..N°3….N°4……. N°5

Le coût de contrôle = 40€ si la déclaration <1000 et coût de contrôle = 80€ si la déclaration >= 1000€

* Voulez vous contrôler l'assuré **N°1** ?

Oui **Non**

Feed-back Information :

Période	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17
Capital initial	3000																
Primes obtenues	3000																
Indemnités payées	**3650**																
Coût de contrôle	**160**																
Amendes obtenues	**350**																
Gain final	**2540**																
Assuré1-Fraudeur	Oui																
Assuré2-Fraudeur	Non																
Assuré3-Fraudeur	Non																
Assuré4-Fraudeur	Non																
Assuré5-Fraudeur	Non																

3650= 300+100+3250

160=40+40+80

Il y a un seul fraudeur : AssuréN°1
Sanction= non indem+Amende=300+50

2540= 3000+3000-3650-160+350

Si l'assuré est fraudeur « Oui », s'il n'est pas fraudeur « Non »

Introduction Générale :

Dans la situation où les assurés peuvent frauder lors de la déclaration de leurs pertes et quand la vérification de ces dommages est coûteuse pour l'assureur, la police d'assurance optimale doit trouver une solution aux deux objectifs conflictuels : partager le risque entre l'assureur et l'assuré d'une part, et minimiser les coûts d'autre part. Nous visons, dans ce chapitre, à caractériser le contrat d'assurance optimal dans un contexte de fraude coûteuse ou encore appelée ici « falsification », lorsque la procédure d'audit est aléatoire. Nous supposons qu'il est possible pour l'assuré de gonfler le montant de sa perte lors de la déclaration, à l'aide de la falsification du sinistre. Cette falsification est coûteuse pour l'assuré surtout lorsqu'elle nécessite une collusion avec un intermédiaire, qui peut l'aider à présenter le dommage avec ambiguïté à l'assureur. Cette procédure a pour but de rendre l'audit plus difficile. L'assureur devient par conséquent, incapable de vérifier de façon certaine l'exactitude de la déclaration de l'assuré. Ce contexte est connu dans la littérature sous la dénomination « d'état de falsification coûteuse » (voir Rejessus[1] (2003) et Picard (2000)).

Sur ce sujet, l'étude empirique de Dionne et St Michel (1991), a montré que l'assurance travail représente un domaine privilégié pour ce genre de fraude (falsification). En effet, en assurance vie ou en assurance maladie, il s'avère souvent difficile d'apporter la bonne preuve à la fraude, comme il est parfois, impossible même, d'observer physiquement le sinistre déclaré. D'autre part, au sein du paradigme « d'état de falsification coûteuse », une analyse initiée par Lacker et Weinberg (1989) et approfondie par Crocker et Morgan (1998) puis par Crocker et Tennyson (2002), repose sur l'idée que l'assuré a la possibilité de supporter des coûts, pour créer un dommage observable. Les auteurs montrent qu'à l'optimum, le contrat génère toujours un certain degré de fraude. Pour eux, l'activité d'audit ne peut être pleinement dissuasive. Comme le montre aussi, Puelz et Snow (1995), lorsque l'audit devient imparfait[2],

[1] Ce papier présente une étude empirique sur l'assurance corporelle aux Etats-Unis. Il s'agit d'étudier l'étendue auquel le profil d'indemnisation de cette assurance est conforme aux prédictions théoriques issues des deux modèles, « état de vérification coûteuse » et « état de falsification coûteuse ». Plus précisément l'auteur cherche à spécifier lequel des deux mécanismes est plus approprié pour dissuader le problème d'hasard moral.

[2] Une autre voie de recherche s'intéressant à l'étude de la qualité de l'audit (voir M. van Dijk, 2005, Schwartz.1982; Kreutzfelt et Wallace, 1986; Kinney and McDaniel, 1989, Loebbecke et al., 1989), repose sur des études empiriques, montre que les compagnies qui font face à des problèmes financiers commettent plus d'erreurs comptables. Encore plus, si les auditeurs n'arrivent pas à découvrir ces erreurs, alors la compagnie

l'assureur est incité à utiliser les techniques d'expertise les plus fiables pour les dommages de taille importante. Alternativement, une autre voie de recherche, repose sur l'idée qu'il existe une deuxième stratégie, autre que l'audit pour lutter contre la fraude. En effet, lorsque les dommages présentent un caractère observable, il est possible de les auditer et donc de sanctionner les fraudeurs détectés. Par contre, lorsque ces dommages sont présentés d'une façon ambiguë à l'assureur (par le biais de la falsification), ce dernier est incité à suivre une politique de sous-indemnisation. Notamment, pour Crocker et Tennyson (1999, 2002), il s'agit de surcompenser les petits dommages et sous payer les dommages de taille importante. Pour Rejessus (2003), l'étude empirique sur l'assurance corporelle aux Etats-Unis, montre que le profil d'indemnisation optimal pour dissuader la fraude est plus conforme aux prédictions théoriques du paradigme d'état de vérification coûteuse. Ceci souligne l'idée que ce paradigme est plus approprié que le paradigme d'état de falsification coûteuse, pour définir le profil d'indemnisation optimal dans ce secteur d'assurance. En effet, au dessous d'un certain seuil de sinistre, aucune indemnité n'est versée à l'assuré, et au delà de ce seuil, la couverture d'assurance est complète. Le résultat de Rejessus (2003) est en accord avec celui de Hyde and Vercammen (1997).

En se basant sur cette littérature, nous visons dans ce chapitre, à introduire dans notre analyse l'imperfection de l'audit liée à la possibilité pour l'assuré d'investir dans une activité de falsification. Nous voulons en particulier, intégrer les difficultés de preuve rencontrées par les assureurs lors de l'expertise des sinistres. Pour cela, nous supposons qu'en cas de falsification, la technique de contrôle ne permet pas de vérifier de façon certaine la survenance et l'ampleur du dommage subi par l'assuré. L'imperfection de l'audit revient au fait que l'assureur n'est pas toujours capable de détecter systématiquement la fraude.

Par rapport à la littérature sur le sujet de fraude, nous considérons une **fusion** des deux paradigmes « état de vérification coûteuse »[3] et «état de falsification coûteuse ». Il s'agit dans ce chapitre, de considérer que l'assuré a la possibilité de *choisir entre la fraude coûteuse et la fraude non coûteuse*. La première implique une procédure d'audit imparfait, tandis que la seconde implique une procédure d'audit parfait. L'idée centrale de cette analyse est de comparer ces deux versions d'audit, afin de dégager les meilleures stratégies que les assureurs doivent adopter pour combattre la fraude.

audité peut tomber en faillite (dégradation de sa situation financière), (Stice, 1991; Lys and Watts, 1994 and Pratt and Stice, 1994).

[3] Le paradigme d' « état de vérification coûteuse » suppose que l'assuré peut frauder sans qu'il n'engage de frais, alors que l'assureur peut le contrôler (vérifier les déclarations) en supportant un coût d'audit.

Ce chapitre s'articule autour de deux axes fondamentaux :

- Un axe théorique, présentant la modélisation adoptée pour formaliser le problème de fraude et de falsification et expliquant comment ces manœuvres rendent l'audit imparfait. Plus précisément, dans cette première section, nous donnons des solutions théoriques à ces phénomènes, et notamment, la caractérisation du contrat d'assurance optimal (indemnité offerte, probabilité d'audit, sanction monétaire…).
- Un axe expérimental permettant de tester nos prédictions théoriques à travers une *expérimentation en laboratoire*. Cette étude représente la deuxième section de ce chapitre, dans laquelle, nous décrivons le protocole expérimental utilisé et nous présentons les principaux résultats.

Section 1 : Falsification des dommages et audit imparfait (le modèle)

1.1. Le cadre d'analyse :

Comme nous l'avons déjà mentionné dans l'introduction, Notre apport théorique consiste à fusionner les deux paradigmes : « état de vérification coûteuse » et « état de falsification coûteuse ». Notamment, il s'agit de considérer un contexte où la fraude peut être établie à coût nul ou à coût positif. Le cadre d'analyse est identique à celui décrit dans le chapitre 4. Rappelons brièvement les notations utilisées et les hypothèses posées. Il s'agit d'une économie composée des deux agents suivants : un assureur neutre au risque et un assuré averse au risque. Les préférences de l'assuré sont représentées par une fonction d'utilité U de type Von-Neumann Morgenstern, strictement croissante et deux fois continûment différentiable et strictement concave ($U'>0$ et $U''<0$).

L'assuré dispose d'une richesse initiale W_0. Il fait face à des événements de pertes $x_i \in X = \{x_0, x_1, ..., x_n\} \subset [0, x_n]$ tels que $x_0 < x_1 < x_2 < ..... < x_n$ et $x_0 = 0$.

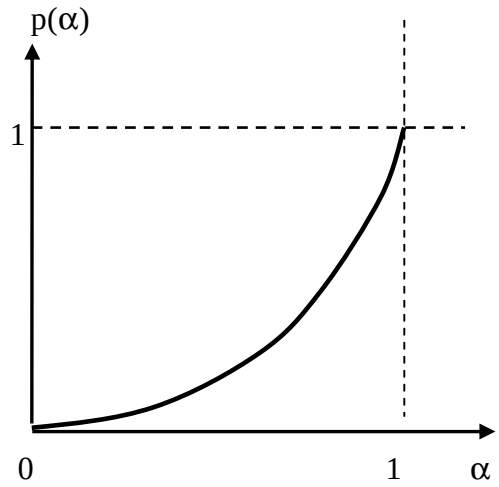
Soit q_i la probabilité d'avoir l'événement x_i

La réalisation et le niveau de perte possible représentent une information privée pour l'assuré. En cas de sinistre, ce dernier doit déclarer le dommage à l'assureur. Il peut être incité à frauder. Il choisit un niveau $d_i \in X \subset [0, x_n]$ qu'il réclame à l'assureur ($d_i \geq x_i$). Afin d'augmenter ses chances de ne pas être pris en cas d'audit, l'assuré peut investir en frais de falsification afin de pouvoir gonfler le montant du dommage. Il supporte des frais F_i. Dans la littérature traitant les coûts d'assurance, D'Arcy et Derrig (2005) adoptent un modèle qui combine les coûts des sinistres, les coûts d'investigations et les frais éventuels encourus pour réduire les coûts des sinistres. Pour ces auteurs, le sinistre déclaré à l'assureur comporte une composante relative au dommage réel (qui doit être remboursée), une composante représentant une charge excessive pour l'assureur (jugée comme étant non raisonnable), une composante relative à un service non couvert et une dernière composante relative à un incident non couvert par la police d'assurance (comme en assurance automobiles : les frais médicaux, les accidents corporels…). Dans notre modèle, nous considérons que ces frais

supplémentaires représentent le coût de la fraude. Nous supposons que $F_i = f(d_i - x_i)$ tel que : $F_i > 0 \; \forall \; d_i > x_i$

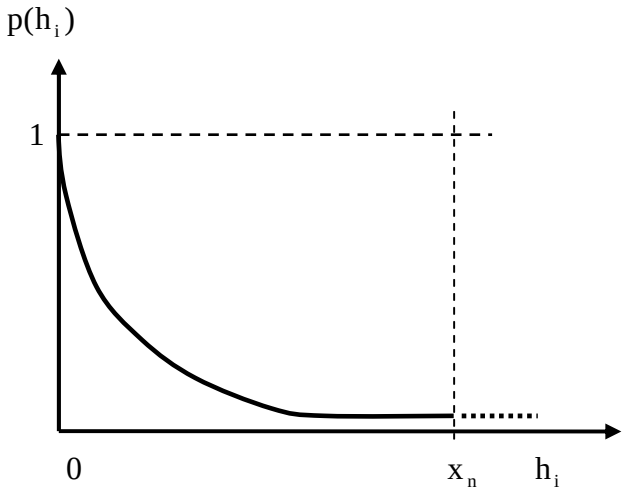
Soit $h_i = (d_i - x_i)$ et $F_i = f(h_i) = \alpha h_i$ tel que $0 < \alpha < 1$. α étant un paramètre de coût de falsification. Ceci traduit le fait que les dépenses de falsification sont proportionnelles à l'ampleur de la fraude.

Lorsque l'assuré choisit un niveau de frais $F_i > 0$ pour falsifier le dommage, l'activité de contrôle devient plus difficile pour l'assureur. Il est possible que ce dernier n'arrive pas à détecter la fraude avec certitude. Il existe donc une probabilité (p) que l'audit soit imparfait : la fraude n'est pas systématiquement détectée. Nous supposons que : $p(\alpha, [d_i - x_i]) = \alpha^2 \exp \beta(h_i)$ avec $\beta < 0$. Nous admettons que cette probabilité d'imperfection de l'audit soit strictement croissante et convexe en fonction de α, et strictement décroissante et convexe en fonction de l'ampleur de la fraude (la différence entre la déclaration et le sinistre réel).



Variation de p en fonction de α

pour $d_i - x_i = \overline{h}$



Variation de p en fonction de h_i

pour $\alpha = \overline{\alpha}$

<u>Figure 1 :</u> La variation de la probabilité d'imperfection de l'audit en fonction de α et de h

Cette hypothèse signifie qu'à un montant de fraude donné ($d_i - x_i = \overline{h}$ **)**, plus on augmente le paramètre du coût de falsification, plus la probabilité d'imperfection de l'audit augmente. Autrement dit, pour un certain montant de gain espéré de la fraude ($\overline{h}$), le fait d'investir plus en frais de falsification (augmenter α) permet de bien organiser la fraude et par conséquent, la

détection devient plus difficile (p augmente). De surcroît, p représente une fonction croissante de α. Pour $\alpha = 0$, c'est-à-dire lorsque les frais de falsification sont nuls, on ne parle plus d'imperfection de l'audit. p = 0 dans ce cas. Ceci traduit le fait que, lorsque l'assuré n'investit pas en frais de falsification, toute tentative de fraude peut être systématiquement détectée par l'audit qui est dans ce cas parfait. Par contre, lorsque $\alpha = 1$, ceci veut dire que l'assuré investit le montant total de gain de fraude pour avoir une plus grande indemnité. Dans ce cas, l'audit est complètement inutile du fait que p = 1 : la probabilité de non détection de la fraude est égale à 1.

D'autre part, pour une même proportion de frais de falsification (α donnée), augmenter la déclaration du dommage par rapport à sa valeur réelle, rend la fraude plus facile à détecter. En effet, deux assurés qui font face à un même sinistre et qui paient le même pourcentage de frais ($\alpha = \overline{\alpha}$) pour falsifier ce dommage, tout en ayant deux déclarations différentes, n'auront pas les mêmes chances d'être détectés par l'assureur. Celui déclarant un plus grand montant de dommage aura plus de chance d'être pris, et celui déclarant un plus petit montant de dommage aura plus de chance de passer entre les mailles du filet et échapper à la sanction. Ce qui explique le fait que p est décroissante en fonction de (h_i).

Pour $F_i = 0$, l'assuré peut frauder sans encourir des dépenses de falsification. L'audit est dans ce cas parfait et la détection de fraude est systématique. Ainsi, conformément à l'expression de la probabilité de non détection de la fraude, lorsque les frais de falsification sont nuls cette probabilité est nulle : $p(F_i = 0) = 0$.

$F_{n0} = \max_{i=0..n}\{F_i\} = \alpha(x_n - x_0) = \alpha x_n$ représente le cas extrême, où l'assuré utilise les frais de falsification les plus élevés. Cette éventualité correspond au cas de non survenance de sinistre, auquel l'assuré déclare un montant de dommage maximal. A ce montant de frais de falsification correspond la probabilité d'imperfection d'audit la plus élevée $p(F_{n0}) = 1$.

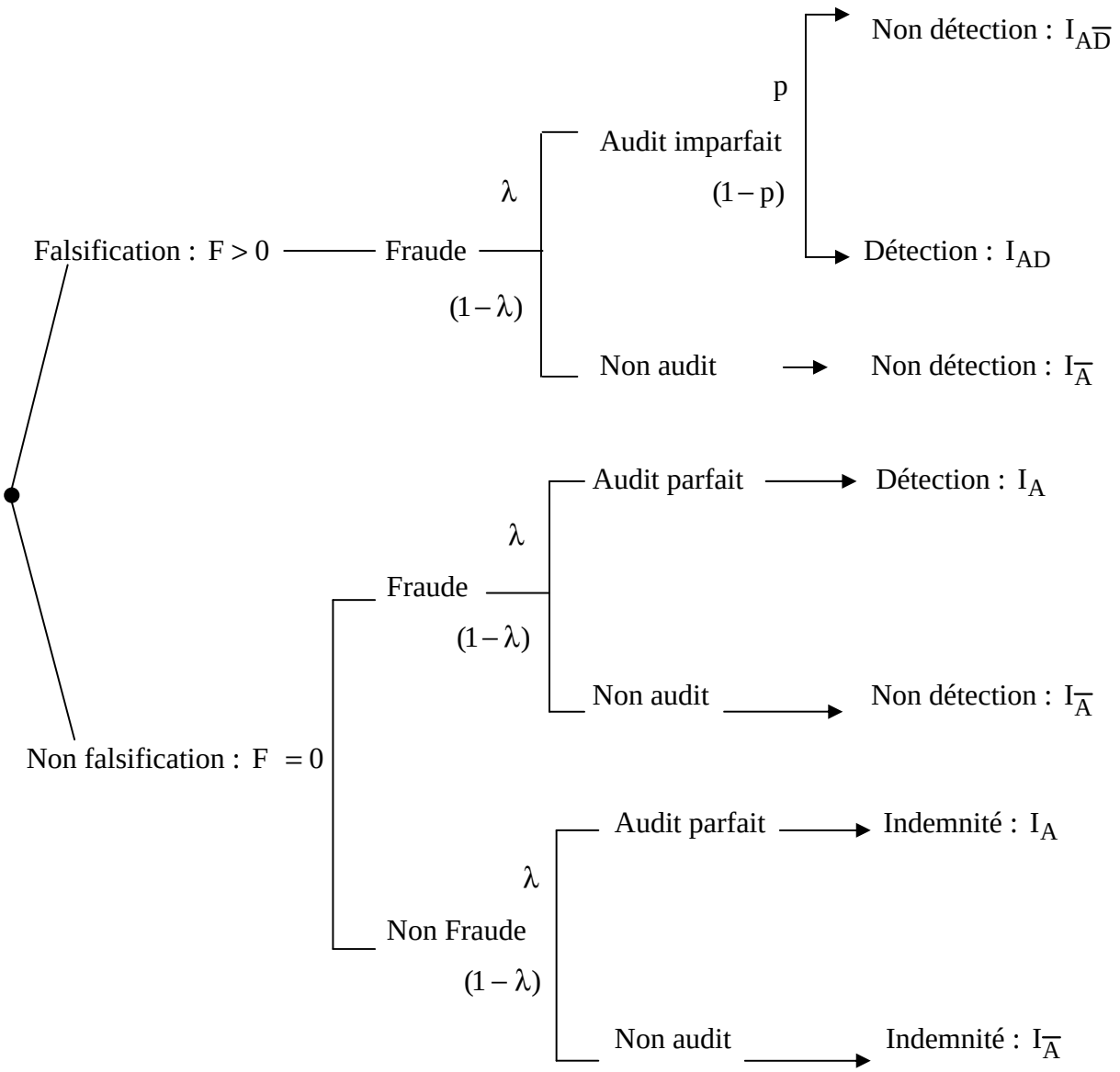
D'autre part, l'assureur ne peut savoir si l'assuré est fraudeur ou honnête que sur la seule base de la déclaration de sinistre. Il choisit une fréquence d'audit $\lambda_i = \lambda(d_i)$ pour vérifier la déclaration de dommage. En cas d'audit, il supporte le coût C.

Lorsque le dommage n'est pas contrôlé par l'assureur, le remboursement d'assurance est $I_{\overline{A}}(d_i)$. En cas d'audit, le transfert $I_A(x_i, d_i)$, dépend à la fois de la vraie valeur du dommage et de la valeur de la déclaration.

Notons par $I_{AD}(x_i, d_i)$ le remboursement en cas de détection de la fraude à l'aide de l'audit et $I_{A\overline{D}}(x_i, d_i)$ le remboursement en cas de non détection.

Lorsque l'assuré fraudeur est pris par l'assureur $I_A(x_i, d_i) = -S$ avec $S \leq \overline{S}$. La fraude est pénalisée par une sanction monétaire S.

Les décisions éventuelles de l'assuré et les issues correspondant peuvent être résumées à l'aide du schéma suivant :



La partie inférieure du schéma, correspondant au cas de non falsification, représente notre modèle présenté dans le chapitre 4. En cas de non falsification, il est possible que l'assuré fraude sans investir en frais de falsification et par conséquent la procédure d'audit est parfaite et la détection de la fraude est systématique.

Pour toute déclaration $d_i \geq x_i$ dans X, et pour tout $F_i \geq 0$, l'utilité espérée de l'assuré s'écrit :

$$EU = \sum_{i=0}^{n} q_i \left\{ \begin{array}{l} \lambda(x_j) \left[\begin{array}{l} pU\left(W_0 - P - x_i - F_i + I_{A\overline{D}}(x_i, d_i)\right) \\ + (1-p)\, U\left(W_0 - P - x_i - F_i + I_{AD}(x_i, d_i)\right) \end{array} \right] \\ + (1 - \lambda(d_i))\, U\left(W_0 - P - x_i - F_i + I_{\overline{A}}(d_i)\right) \end{array} \right\} \text{pour } d_i \geq x_i \in X$$

L'assureur est neutre au risque. Son profit espéré est $E\Pi$:

$$E\Pi = P - \sum_{i=0}^{n} q_i \left\{ \lambda(d_i) \left[pI_{A\overline{D}}(x_i, d_i) + (1-p) I_{AD}(x_i, d_i) + C \right] + (1 - \lambda(d_i)) I_{\overline{A}}(d_i) \right\}$$

Le contrat d'assurance est alors défini par les fonctions suivantes :

$$\lambda(.) : [0, x_n] \to [0,1]$$
$$I_{\overline{A}}(.) : [0, x_n] \to [-S, +\infty]$$
$$I_A(.,.) : [0, x_n] \times [0, x_n] \to [-S, +\infty] \quad \left\{ \begin{array}{l} I_{AD}(.,.) : [0, x_n] \times [0, x_n] \to [-S, +\infty] \\ I_{A\overline{D}}(.,.) : [0, x_n] \times [0, x_n] \to [-S, +\infty] \end{array} \right.$$

Un contrat d'assurance optimal maximise l'espérance d'utilité de l'assuré sous la contrainte de profit de l'assureur $E\Pi \geq 0$, étant donnée $d_i = x_i$, la stratégie optimale de l'assuré.

1.2. Propriétés Générales d'un contrat d'assurance optimal :

Sur la base du principe de révélation, on se limite aux contrats incitatifs, où l'assuré déclare la vraie valeur du dommage : $d_i \equiv x_i$ avec $F_i = 0$ est la stratégie optimale de l'assuré. A la contrainte de participation de l'assureur s'ajoutent les contraintes d'incitation de l'assuré qui traduisent le fait que l'assuré est toujours amené à déclarer la vérité et à ne pas falsifier le dommage. Par conséquent, l'espérance d'utilité de l'assuré lorsqu'il est honnête est toujours supérieure à son espérance d'utilité lorsqu'il fraude. Ces contraintes d'incitation prennent la forme suivante :

$$\begin{array}{l} \lambda(x_i) \left[p\, U\left(W_0 - P - x_i - F_i + I_{A\overline{D}}(x_i, x_i)\right) + (1-p)\, U\left(W_0 - P - x_i - F_i + I_{AD}(x_i, x_i)\right) \right] \\ + (1 - \lambda(x_i))\, U\left(W_0 - P - x_i - F_i + I_{\overline{A}}(x_i)\right) \quad \geq \\ \lambda(d_i) \left[p\, U\left(W_0 - P - x_i - F_i + I_{A\overline{D}}(x_i, d_i)\right) + (1-p)\, U\left(W_0 - P - x_i - F_i + I_{AD}(x_i, d_i)\right) \right] \\ + (1 - \lambda(d_i))\, U\left(W_0 - P - x_i - F_i + I_{\overline{A}}(d_i)\right) \qquad \text{pour tout } d_i, x_i \text{ dans } X \end{array}$$

Sans perte de généralité, $I_A(x_i, d_i) = -S$ lorsque $d_i \neq x_i$, est optimal. En d'autres termes, la sanction est indispensable lorsque la déclaration de sinistre est fausse.

Dans ce qui suit, nous écrivons $I_A(x_i) \equiv I_A(x_i, x_i)$.

Néanmoins, l'événement de perte x_i ne doit pas faire lui aussi l'objet d'une déclaration frauduleuse, pour tous les états de nature qui lui sont inférieures. Ceci veut dire que pour un

état de perte $x_k < x_i$, l'espérance d'utilité de l'assuré lorsqu'il déclare la vérité ($d_k = x_k$) doit être toujours supérieure à son espérance d'utilité lorsqu'il falsifie le dommage $[F_k = \alpha(d_k - x_k) > 0 \text{ avec } d_k = x_i > x_k]$ et déclare $d_k = x_i > x_k$. Cette contrainte s'écrit :

$$\lambda(x_k)\left[U\left(W_0 - P - x_k + I_A(x_k)\right)\right] + (1-\lambda(x_k))U\left(W_0 - P - x_k + I_{\bar{A}}(x_k)\right) \geq$$
$$\lambda(x_i)\left[p\,U\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} + I_A(x_i)\right) + (1-p)\,U\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} - S\right)\right]$$
$$+(1-\lambda(x_i))\,U\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} + I_{\bar{A}}(x_i)\right)$$
$$\text{pour tout } x_k \in X,\ x_i \neq x_k$$

Par conséquent, le contrat d'assurance optimal maximise l'espérance d'utilité de l'assuré sous, la contrainte de participation de l'assureur et les contraintes d'incitation. Mathématiquement on écrit :

Maximiser EU :

$$EU = \sum_{i=0}^{n} q_i\left\{\lambda(x_i)U\left(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)\right) + (1-\lambda(x_i))\,U\left(W_0 - P - x_i + I_{\bar{A}}(x_i)\right)\right\} \qquad (1)$$

Sous les contraintes :

$$P - \sum_{i=0}^{n} q_i\left\{\lambda(x_i)[I_A(x_i) + C] + (1-\lambda(x_i))I_{\bar{A}}(x_i)\right\} \geq 0 \qquad (2)$$

$$\lambda(x_i)\left[U\left(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)\right)\right] + (1-\lambda(x_i))U\left(W_0 - P - x_i + I_{\bar{A}}(x_i)\right) \geq$$
$$\lambda(d_i)\left[p\,U\left(W_0 - P - x_i - F_i + I_A(d_i)\right) + (1-p)\,U\left(W_0 - P - x_i - F_i - S\right)\right]$$ [4]
$$+(1-\lambda(d_i))\,U\left(W_0 - P - x_i - F_i + I_{\bar{A}}(d_i)\right)$$
$$\text{pour tout } x_i \in X, d_i \neq x_i \text{ avec } F_i = \alpha(d_i - x_i) \qquad (3)$$

$$\lambda(x_k)\left[U\left(W_0 - P - x_k + I_A(x_k)\right)\right] + (1-\lambda(x_k))U\left(W_0 - P - x_k + I_{\bar{A}}(x_k)\right) \geq$$
$$\lambda(x_i)\left[p\,U\left(W_0 - P - x_k - F_k + I_A(x_i)\right) + (1-p)\,U\left(W_0 - P - x_k - F_k - S\right)\right]$$
$$+(1-\lambda(x_i))\,U\left(W_0 - P - x_k - F_k + I_{\bar{A}}(x_i)\right)$$
$$\text{pour tout } x_k \in X,\ x_i \neq x_k, \text{ avec } F_k = \alpha(x_i - x_k) \qquad (4)$$

$$I_{\bar{A}}(x_i) \geq -S \quad \text{pour tout } x_i \qquad (5)$$

$$I_A(x_i) \geq -S \quad \text{pour tout } x_i \qquad (6)$$

$$0 \leq \lambda(x_i) \leq 1 \quad \text{pour tout } x_i \qquad (7)$$

[4] En cas de fraude, pour $F_i \geq 0$ on a : $I_{AD}(x_i, d_i) = I_{AD}(d_i) = -S$ et $I_{A\bar{D}}(x_i, d_i) = I_{A\bar{D}}(d_i) = I_A(d_i)$

La condition (2) est la contrainte de participation de l'assureur. La condition (3) représente la contrainte d'incitation : l'assuré est incité à ne pas falsifier et à déclarer la vraie valeur du dommage. Notons qu'il existe $\frac{n(n+1)}{2}$ contraintes d'incitations ayant cette forme[5]. La condition (4) représente une deuxième forme de contrainte d'incitation, pour laquelle, x_i ne doit pas faire l'objet d'une déclaration frauduleuse. Il existe aussi $\frac{n(n+1)}{2}$ contraintes de cette forme[6]. Enfin, (5), (6) et (7) sont les contraintes de plausibilité du contrat.

La résolution de ce programme d'optimisation nous a permis d'établir la relation entre la probabilité d'imperfection de l'audit (p) et le profil d'indemnisation.

---

[5] Pour l'état de perte x_0, la déclaration de l'assuré peut avoir une valeur dans l'ensemble $\{x_0, x_1, x_2, x_3, ..., x_n\}$, alors pour cet état il existe n contraintes d'incitation.

Pour l'état de perte x_1, la déclaration de l'assuré peut avoir une valeur dans l'ensemble $\{x_1, x_2, x_3, ..., x_n\}$, alors pour cet état il existe (n-1) contraintes d'incitation.

Pour l'état de perte x_i, la déclaration de l'assuré peut avoir une valeur dans l'ensemble $\{x_i, x_{i+1}, x_{i+2}, x_{i+3}, ..., x_n\}$, alors pour cet état il existe (n-i) contraintes d'incitation.

En fin, Pour l'état de perte x_{n-1}, la déclaration de l'assuré peut avoir une valeur dans l'ensemble $\{x_{n-1}, x_n\}$, alors pour cet état il existe une seule contrainte d'incitation.

En totalité, il existe $n + (n-1) + (n-2) + ... + 1 = \frac{n(n+1)}{2}$ contraintes d'incitation.

[6] Pour la déclaration (frauduleuse) de perte x_1, la perte réelle de l'assuré peut avoir une valeur dans l'ensemble $\{x_0\}$, alors pour cette déclaration il existe 1 seule contrainte d'incitation.

Pour la déclaration (frauduleuse) de perte x_2, la perte réelle de l'assuré peut avoir une valeur dans l'ensemble $\{x_0, x_1\}$, alors pour cette déclaration il existe 2 contraintes d'incitation.

Pour la déclaration (frauduleuse) de perte x_i, la perte réelle de l'assuré peut avoir une valeur dans l'ensemble $\{x_0, x_1, x_2, x_3, ..., x_{i-1}\}$, alors pour cette déclaration il existe i contraintes d'incitation.

En fin, Pour la déclaration (frauduleuse) de perte x_n, la perte réelle de l'assuré peut avoir une valeur dans l'ensemble $\{x_0, x_1, x_2, ..., x_{n-1}\}$, alors pour cette déclaration il existe n contraintes d'incitation.

En totalité, il existe $n + (n-1) + (n-2) + ... + 1 = \frac{n(n+1)}{2}$ contraintes d'incitation.

Proposition 1 :

Le profil d'indemnisation possède les propriétés suivantes : si pour une déclaration de dommage $x_i \in X$

i) l'assureur offre toujours la même indemnité $I_A = I_{\bar{A}}$, alors $p = 1$

ii) l'assureur offre $I_A > I_{\bar{A}}$, alors $0 \leq p < \dfrac{U'\left(W_0 - P - x_k - F_k + I_{\bar{A}}(x_i)\right)}{U'\left(W_0 - P - x_k - F_k + I_A(x_i)\right)}$

iii) l'assureur offre $I_A < I_{\bar{A}}$, alors $\dfrac{U'\left(W_0 - P - x_k - F_k + I_{\bar{A}}(x_i)\right)}{U'\left(W_0 - P - x_k - F_k + I_A(x_i)\right)} < p < 1$

Dans la proposition 1 (voir preuve en annexe 5.1.), nous montrons que i) lorsque l'assureur offre la même indemnité en cas d'audit et en cas de non audit, alors la probabilité non détection de la fraude est égale à 1. Dans ce cas, l'assureur n'a pas intérêt à mener un audit. Ce dernier n'aura aucune valeur informationnelle, puisque quelle que soit la stratégie de l'assureur (audit ou pas), la fraude est non détectée. Alors que ii) si l'assureur offre une indemnité plus généreuse en cas d'audit, alors la probabilité d'imperfection de l'audit sera dans l'intervalle $\left[0, \dfrac{U'\left(W_0 - P - x_k - F_k + I_{\bar{A}}(x_i)\right)}{U'\left(W_0 - P - x_k - F_k + I_A(x_i)\right)}\right[$. Et finalement, iii) lorsque l'assureur offre une indemnité plus généreuse en cas de non audit, alors la probabilité de non détection de la fraude sera dans l'intervalle $\left[\dfrac{U'\left(W_0 - P - x_k - F_k + I_{\bar{A}}(x_i)\right)}{U'\left(W_0 - P - x_k - F_k + I_A(x_i)\right)}, 1\right[$. La conclusion est que :

Corollaire 1 :

Quel que soit le profil d'indemnisation offert, en cas de falsification, le contrat d'assurance génère une imperfection de l'audit.

Ce corollaire est en accord avec le résultat de Crocker et Tennyson (2002).

Pour baisser la probabilité de non détection de la fraude, l'assureur est incité à rembourser une indemnité plus importante en cas d'audit. Il s'agit de récompenser l'assuré honnête pour avoir vérifié sa déclaration.

Corollaire 2 :

Il est optimal de récompenser l'assuré par une indemnité plus généreuse, en cas d'audit.

De plus, lorsque p = 1, il n'est plus efficace de vérifier les déclarations de dommage, puisque l'audit est de mauvaise qualité et génère un coût pour l'assureur sans qu'il ne lui permette de détecter la fraude. L'audit est donc ineffectif et n'a aucune valeur informationnelle. A cause de la falsification des dommages, l'assureur devient incapable d'observer la fraude et l'audit s'avère donc inutile. Choisir $\lambda = 0$ est donc optimal. De surcroît, aucun contrat d'assurance ne sera offert.

Corollaire 3 :

Lorsque $p = 1$, la stratégie d'audit est ineffective. Dans ce cas, l'assureur n'aura jamais intérêt à contrôler la déclaration de sinistre de l'assuré, ni à offrir un contrat d'assurance.

De plus $p(\alpha,[d_i - x_i]) = \alpha^2 \exp\beta(d_i - x_i) = 1$ ssi $\begin{cases} \alpha = 1 \\ \text{et } \exp\beta(d_i - x_i) = 1 \end{cases}$

i) $\alpha = 1$, le pourcentage de gain de la fraude dépensé est de 100%. L'assuré qui tente de falsifier le sinistre doit dépenser le même montant qu'il veut gagner en frais de falsification. Ce qui est illogique.

ii) $\exp\beta(d_i - x_i) = 1$, cela veut dire que $d_i - x_i = 0$, la déclaration est égale au sinistre réellement survenue. Donc il n'y a pas de fraude.

1.3. Contrat optimal lorsque U est CARA :

Pour le reste de l'analyse, nous supposons que les préférences de l'assuré sont représentées par une fonction d'utilité du type CARA[7]. Le but de cette hypothèse est de simplifier le programme d'optimisation à travers la caractérisation des contraintes d'incitation. Lorsque U

[7] CARA : aversion au risque constante : Ceci signifie que $\frac{U''}{U'} = A$ avec $A < 0$ puisqu'on a $U' > 0$ et $U'' < 0$.

est CARA, nous montrons dans ce qui suit qu'il est possible de mieux définir certains paramètres du modèle et d'étudier leurs variations les uns par rapport aux autres. Commençons par poser le lemme suivant (voir preuve en annexe 5 .2.):

Lemme 1 :

Pour une fonction d'utilité U du type CARA,

Si on a : $I_{\bar{A}}(\hat{x}) = \mathrm{Inf}\{I_A(.), I_{\bar{A}}(.), \forall x_i \in X\}$ (1)

et $U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(\hat{x})) \geq$

$$(1-\lambda(x_i))U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(x_i)) + \lambda(x_i)[pU(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - F_i - S)]$$

$$\forall x_i \in X, \text{avec } F_i = F_{i0} = \alpha(x_i - x_0) \qquad (2)$$

alors toutes les contraintes d'incitation sont vérifiées.

$\hat{x}$ étant la déclaration de sinistre à laquelle correspond la plus petite indemnité d'assurance. A travers le lemme 1, nous cherchons à simplifier le programme d'optimisation, en remplaçant les [n(n+1)] contraintes d'incitations par une seule condition. Cette dernière représentée par l'équation (2) traduit le fait que l'assuré est dissuadé de déclarer un sinistre frauduleux quel que soit le montant du dommage réel, si et seulement si, il est dissuadé de frauder lorsqu'il a le droit d'avoir la plus petite indemnité d'assurance.

$F_i = F_{i0} = \alpha(x_i - x_0) = \alpha x_i$ étant les frais de falsification correspondant à un dommage réel x_0 et une déclaration $d_0 = x_i \in \{x_0, x_1, ..., x_n\}$.

En effet, si on considère le cas extrême où l'assuré ne subit pas de sinistre ($x_i = x_0 = 0$) et qu'il déclare un montant de dommage positif : $d_0 = x_i > x_0 \ \forall x_i \in \{x_1, x_2, ..., x_n\}$, le lemme 1 montre que lorsque l'utilité de l'assuré en acceptant la plus petite indemnité est supérieure à son utilité espérée en cas de fraude, alors toutes les contraintes d'incitation sont vérifiées. L'idée est que si l'assuré est dissuadé de ce cas de fraude (qui est le cas extrême) alors il le sera pour tous les autres cas.

Utilisant le lemme 1, le nouveau programme d'optimisation s'écrit alors comme suit :

Maximiser EU :

$$EU = \sum_{i=0}^{n} q_i \{\lambda(x_i) U\left(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)\right) + (1 - \lambda(x_i)) U\left(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i)\right)\} \qquad (1)$$

Sous les contraintes :

$$P - \sum_{i=0}^{n} q_i \{\lambda(x_i)[I_A(x_i) + C] + (1 - \lambda(x_i)) I_{\overline{A}}(x_i)\} \geq 0 \qquad (2)$$

$$U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(\hat{x})) \geq$$
$$(1 - \lambda(x_i)) U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(x_i)) + \lambda(x_i)[pU(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - F_i - S)]$$
$$\forall x_i \in X, \text{et } F_i = F_{i0} = \alpha x_i \qquad (3)$$

La résolution de ce programme d'optimisation, nous a permis de dégager la proposition suivante :

Proposition 2 :

Lorsque U est CARA et $\frac{U''}{U'} = A$

i) si $I_{Ai} > I_{\overline{A}i}$ alors $0 \leq p < \frac{q_i}{\theta_2 \exp[Ax_i(1-\alpha)]}$

ii) si $I_{Ai} < I_{\overline{A}i}$ alors $\frac{q_i}{\theta_2 \exp[Ax_i(1-\alpha)]} < p < 1$

iii) si $I_{Ai} = I_{\overline{A}i}$ alors $p = 1$

(voir preuve en annexe 5.3.)[8]

---

[8] En effet, U étant une fonction d'utilité du type CARA, alors $\frac{U''}{U'} = A$ avec $A < 0$.

Ainsi nous pouvons dire que : $\text{Log}U' = At + B$ et $U' = \exp(At + B)$

D'après les conditions de premier ordre du programme d'optimisation, nous avons :

$$U'\left(W_0 - P - x_i + I_{Ai}\right)\left[1 - \frac{\theta_2}{q_i} p \exp[Ax_i(1-\alpha)]\right] = U'\left(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}i}\right)\left[1 - \frac{\theta_2}{q_i} \exp[Ax_i(1-\alpha)]\right]$$

0r, $0 \leq p \leq 1$ alors on peut dire que : $1 - \frac{\theta_2}{q_i} p \exp[Ax_i(1-\alpha)] \geq 1 - \frac{\theta_2}{q_i} \exp[Ax_i(1-\alpha)]$

Conformément au cas général, cette proposition montre, que lorsque U est CARA, il est optimal d'offrir une indemnité plus généreuse en cas d'audit. Ceci permet de baisser la probabilité de non détection de la fraude. Si par contre, l'assureur offre la même couverture d'assurance pour le cas d'audit et celui de non audit, alors cette probabilité sera égale à 1 et l'activité d'audit n'aura aucune utilité.

1.4. Probabilité d'audit optimale :

Dans ce paragraphe, nous mettons l'accent sur la stratégie d'audit optimale permettant de dissuader la fraude. Il s'agit d'établir la relation entre l'audit d'une part, et les chances de détection de la fraude d'autre part. Ensuite, nous définissons l'arbitrage optimal entre la fréquence de contrôle et le profil d'indemnisation. Il convient tout d'abord, de donner l'expression de cette probabilité d'audit à partir des conditions de premier ordre du programme d'optimisation et d'établir par la suite la variation de celle-ci en fonction de l'indemnité d'assurance et de la probabilité d'imperfection de l'audit. Ces résultats sont résumés dans la proposition 3 (voir preuve en annexe 5.4.).

Proposition 3 :

Si $I_{\bar{A}}(\hat{x}) = \text{Inf}\{I_A(.), I_{\bar{A}}(.), \forall x_i \in X\}$, alors la probabilité d'audit prend la forme suivante :

$$\lambda(x_i) = \frac{U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(x_i)) - U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(\hat{x}))}{U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(x_i)) - [pU(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - F_i - S)]}$$

avec :

i) $\lambda_{I_{\bar{A}}}' > 0$ et $\lambda_{I_{\bar{A}}}'' < 0$: $\lambda(.)$ est croissante et concave en fonction de $I_{\bar{A}}$

ii) $\lambda_p' > 0$ et $\lambda_p'' > 0$: $\lambda(.)$ est croissante et convexe en fonction de p

La probabilité d'audit représente le rapport entre le gain de la fraude en terme d'utilité lorsque l'assuré est non contrôlé par l'assureur et sa désutilité liée au fait d'être contrôlé et sanctionné en cas de détection de la fraude.

i) Cette probabilité $\lambda(.)$ est croissante et concave en fonction de l'indemnité d'assurance $I_{\bar{A}}$, ($\lambda_{I_{\bar{A}}}' \geq 0$ et $\lambda_{I_{\bar{A}}}'' \leq 0$). Ceci traduit le fait que, plus l'assureur indemnise (plus exactement paye des indemnités non méritées), plus il a intérêt à augmenter la fréquence de contrôle. Nous représentons cette relation dans la figure 2, ci-dessous.

Si la police d'assurance garantit un remboursement $I_{\bar{A}}(\hat{x})$ avec certitude à l'assuré, $\lambda(.)$ représente la probabilité d'audit optimale dissuasive de tout comportement de fraude. Lorsque la fonction d'utilité de l'assuré est CARA, alors cette probabilité $\lambda(.)$ ne dépend plus de la vraie valeur du dommage, mais elle est croissante et concave en fonction de $I_{\bar{A}}$.

Puisqu'on a : $I_{\bar{A}}(\hat{x}) = \text{Inf}\left\{I_A(.), I_{\bar{A}}(.), \forall x_i \in X\right\}$ et $I_{\bar{A}n} = \underset{i=0...n}{\text{Max}}\, I_{\bar{A}i}$, alors $\lambda(.)$ tend vers $\bar{\lambda} < 1$ lorsque $I_{\bar{A}}$ tend vers $I_{\bar{A}n}$, avec :

$$\bar{\lambda} = \frac{U(W_0 - P - F_n + I_{\bar{A}n}) - U(W_0 - P - F_n + I_{\bar{A}}(\hat{x}))}{U(W_0 - P - F_n + I_{\bar{A}n}) - \left[pU(W_0 - P - F_n + I_{An}) + (1-p)U(W_0 - P - F_n - S)\right]} < 1$$

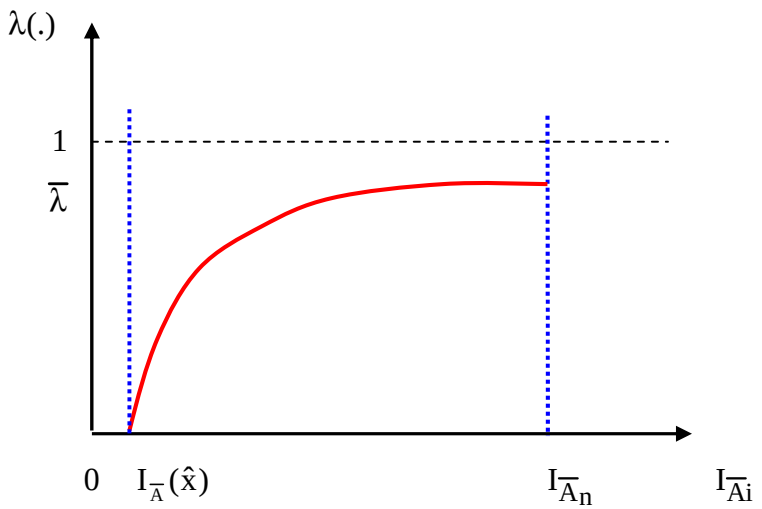


Figure 2 : L'évolution de la probabilité d'audit optimale en fonction de l'indemnité versée en cas de non audit

ii) La fréquence d'audit est croissante et convexe en fonction de la probabilité de non détection de la fraude. Ceci indique que, lorsque l'activité de contrôle n'aboutit pas à détecter la falsification avec certitude (p est suffisamment élevée), l'assureur doit contrôler plus fréquemment les déclarations. En effet, l'accroissement de p, entraîne la dégradation de la qualité de l'audit et la difficulté de détection des fraudeurs. Ceci pousse l'assureur à accroître λ pour compenser la mauvaise qualité de l'expertise.

Lorsque $p = 0, F_i = 0$

$$\lambda(x_i) = \frac{U(W_0 - P + I_{\bar{A}}(x_i)) - U(W_0 - P + I_{\bar{A}}(\hat{x}))}{U(W_0 - P + I_{\bar{A}}(x_i)) - [U(W_0 - P - S)]} = \lambda_{min} > 0$$

Lorsque $p = 1, F_i = Max\{\alpha x_i\} = \alpha x_n$

$$\lambda(x_n) = \frac{U(W_0 - P - \alpha x_n + I_{\bar{A}}(x_n)) - U(W_0 - P - \alpha x_n + I_{\bar{A}}(\hat{x}))}{U(W_0 - P - \alpha x_n + I_{\bar{A}}(x_n)) - [U(W_0 - P - \alpha x_n - S)]} = \lambda_{max} < 1$$

Nous présentons, dans la figure 2 ci-dessous, l'évolution de $\lambda(.)$ en fonction de p.

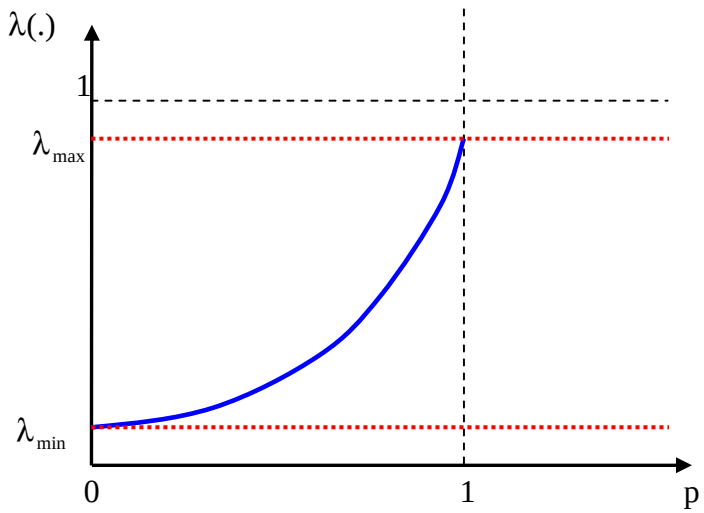


Figure3 : L'évolution de la probabilité d'audit optimale en fonction de la probabilité d'imperfection de l'audit

En ce qui concerne l'arbitrage entre la stratégie d'audit et la sanction imposée au fraudeur, l'assureur a la possibilité de diminuer la fréquence d'audit, lorsque cette sanction est suffisamment élevée et dissuasive.

Corollaire 4 :

Il est possible d'utiliser une fréquence de contrôle faible mais suffisante, associée à une sanction monétaire très élevée pour dissuader l'assuré de frauder.

Ce corollaire souligne l'idée que la menace d'une sanction élevée représente une politique dissuasive qu'on peut associer à un audit moins fréquent.

1.5. Audit parfait versus audit imparfait :

Dans ce paragraphe, nous visons à établir une comparaison entre les résultats du chapitre 4, où l'audit est parfait et la fraude ne coûte rien à l'assuré, et les résultats de ce chapitre où nous supposons que l'audit est imparfait lorsqu'il est possible pour l'assuré d'investir en frais de falsification (fraude coûteuse). Notamment, nous mettons l'accent sur les stratégies d'audit et sur les sanctions appliquées pour dissuader la fraude.

Notons par λ_F la probabilité d'audit en cas de falsification (audit imparfait) et par λ_{NF} la probabilité d'audit en cas de non falsification (audit parfait). En effet :

$$\lambda_F = \frac{U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}i}) - U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(\hat{x}))}{U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}i}) - \left[pU(W_0 - P - F_i + I_{Ai}) + (1-p)U(W_0 - P - F_i - S)\right]}$$

et $$\lambda_{NF} = \frac{U(W_0 - P + I_{\overline{A}i}) - U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(\hat{x}))}{U(W_0 - P + I_{\overline{A}i}) - U(W_0 - P - S)}$$

Leurs variations respectives par rapport à la sanction s'écrivent :

$$\frac{\partial \lambda_F}{\partial S} = \frac{-\left[U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}i}) - U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(\hat{x}))\right](1-p)U'(W_0 - P - F_i - S)}{\left[U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}i}) - \left[pU(W_0 - P - F_i + I_{Ai}) + (1-p)U(W_0 - P - F_i - S)\right]\right]^2} < 0$$

$$\frac{\partial \lambda_{NF}}{\partial S} = \frac{-\left[U(W_0 - P + I_{\overline{A}i}) - U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(\hat{x}))\right]U'(W_0 - P - S)}{\left[U(W_0 - P + I_{\overline{A}i}) - U(W_0 - P - S)\right]^2} < 0$$

Proposition 4 :

Par rapport à la situation où l'audit est parfait, la falsification des dommages provoquant l'imperfection de l'audit implique que :

i) la fréquence d'audit augmente suite à l'augmentation du taux de fraude : $\lambda_F(x_i) > \lambda_{NF}(x_i)$ pour tout $x_i \in X$.

ii) les variations de $\lambda_F(x_i)$ et $\lambda_{NF}(x_i)$ par rapport à la sanction sont telles que :

$$\begin{cases} \dfrac{\partial \lambda_{NF}}{\partial S} < \dfrac{\partial \lambda_F}{\partial S} & \text{si} \quad p > 1 - \left(\dfrac{\lambda_{NF}}{\lambda_F}\right)^2 \\ \dfrac{\partial \lambda_{NF}}{\partial S} > \dfrac{\partial \lambda_F}{\partial S} & \text{si} \quad p < 1 - \left(\dfrac{\lambda_{NF}}{\lambda_F}\right)^2 \end{cases}$$

(voir preuve en annexe 5.5.)

Dans la proposition 4, nous montrons i) que par rapport à la situation où l'audit est parfait, l'imperfection de l'audit résultant de la falsification des dommages, entraîne l'augmentation de la fréquence de l'audit suite à l'augmentation du taux de fraude. En effet, lorsqu'il est possible que l'activité d'audit soit plus difficile à l'assureur et lorsque la vérification des déclarations de dommages ne permet pas de révéler la vérité avec certitude, la tendance de fraude des assurés augmente systématiquement. Cette augmentation du taux de fraude par le biais de la falsification des sinistres, oblige l'assureur à augmenter la fréquence du contrôle pour pouvoir compenser la mauvaise qualité de l'audit. Plus précisément, en cas de non falsification (fraude non coûteuse), la probabilité d'audit correspond à la probabilité de détection de la fraude, puisque l'audit est parfait. Par contre, en cas de falsification, la détection de la fraude est non systématique. Par conséquent, la probabilité de détection de la fraude est égale au produit de la probabilité d'audit et de la probabilité complémentaire d'imperfection de l'audit (1 – p). Ce qui explique le fait que λ_F (probabilité d'audit imparfait) doit être plus importante que λ_{NF} (probabilité d'audit parfait) pour que l'assureur arrive à atteindre le même degré de détection de la fraude.

ii) La fréquence d'audit (qu'il soit parfait ou imparfait) est fonction décroissante de la sanction monétaire. Ce qui implique qu'il est dissuasif d'associer une sanction élevée à un audit peu fréquent, mais suffisant pour qu'aucun assuré ne se sente totalement à l'abri du contrôle. De plus, lorsque la probabilité d'imperfection de l'audit dépasse un certain seuil $\left\{p > 1 - \left(\frac{\lambda_{NF}}{\lambda_F}\right)^2\right\}$ alors $\frac{\partial \lambda_{NF}}{\partial S} < \frac{\partial \lambda_F}{\partial S}$, c'est-à-dire λ_{NF} décroît plus vite que λ_F lorsque S augmente.

Respectivement, lorsque $\left\{p < 1 - \left(\frac{\lambda_{NF}}{\lambda_F}\right)^2\right\}$ alors $\frac{\partial \lambda_{NF}}{\partial S} > \frac{\partial \lambda_F}{\partial S}$, c'est-à-dire que λ_{NF} décroît moins vite que λ_F lorsque S augmente. Ceci explique le fait que si la probabilité d'imperfection de l'audit est élevée, alors la décroissance de la fréquence d'audit à cause de l'augmentation de la sanction est plus importante en cas d'audit imparfait qu'en cas d'audit parfait. Ce résultat indique que lorsqu'il devient très difficile à l'assureur de détecter la fraude, la menace d'une sanction sévère avec audit moins fréquent doit jouer au maximum. Puisque l'audit n'a plus d'effet dissuasif (audit devient imparfait), la meilleure politique pour l'assureur est donc d'appliquer une pénalité assez élevée pour les fraudeurs. D'autre part, lorsque la probabilité de non détection de la fraude est relativement faible, la décroissance de

la fréquence d'audit est plus importante en cas d'audit parfait. Ceci prouve le fait que lorsque la qualité de l'audit s'améliore, ce dernier devient crédible et l'assureur peut l'utiliser pour dissuader les fraudeurs. Une politique de sanction sévère et d'audit peu fréquent est intéressante beaucoup plus pour le cas d'audit parfait. Dans la figure 4 ci-dessous, nous présentons les tendances approximatives des variations des deux probabilités (λ_F, λ_{NF}) en fonction de la sanction et en fonction du niveau d'imperfection de l'audit.

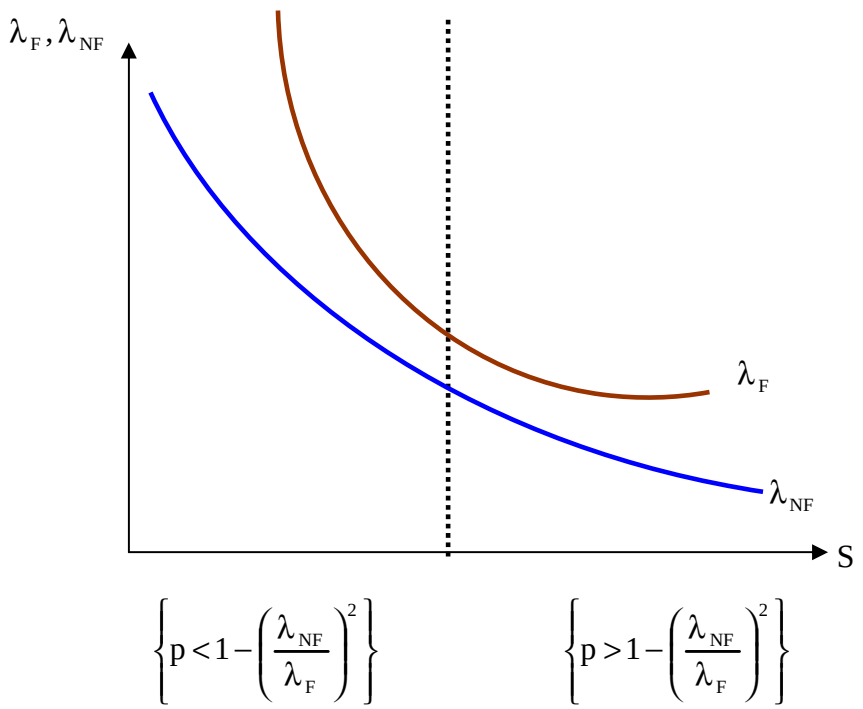


***Figure 4* : Variations des probabilité d'audit en fonction de la sanction**

En conclusion, nous tenons à rappeler les différentes propriétés issues de notre modèle théorique :

1. En ce qui concerne l'indemnité d'assurance optimale :
   - Verser une indemnité plus généreuse en cas d'audit est incitatif à l'honnêteté.
   - L'augmentation du coût d'indemnisation, nécessite une augmentation de la fréquence de contrôle.
2. En ce qui concerne la politique d'audit optimale :
   - Vu l'imperfection de l'audit, la fréquence d'audit doit augmenter pour compenser la mauvaise qualité de ce dernier.

- Il est possible d'associer une sanction sévère à un audit moins fréquent, mais suffisant pour que les fraudeurs ne se sentent pas à l'abri du contrôle.

Il est commode de tester ces hypothèses et de vérifier leurs validités. Pour ceci, nous présentons dans la section suivante, une expérimentation, reconstituant en laboratoire, le contexte de notre modèle théorique.

Section 2 : L'expérimentation

Mars-Avril 2003

2.1. Le design expérimental :

2.1.1. L'objectif de l'expérimentation :

L'étude expérimentale présentée dans ce dernier chapitre représente la deuxième phase de notre expérimentation réalisée dans le cadre du chapitre 4. Le principe de cette expérience, consiste à convoquer des sujets (étudiants) pour participer à un jeu (d'assurance). A chacun parmi eux est affecté un rôle (assuré ou assureur) dont les caractéristiques sont définies par le protocole expérimental. Les choix et les décisions prises, permettent à ces sujets de bénéficier de gains monétaires. Cette expérimentation est conforme aux différents principes de la théorie de la valeur induite de Smith (1976), à savoir, l'insatiabilité[9], la proéminence[10], la dominance[11], le secret[12] et le parallélisme[13].

Plus précisément, nous étudions dans cette partie les décisions individuelles dans un contexte de fraude à l'assurance avec possibilité de falsification des sinistres. La falsification consiste pour l'assuré à dépenser des frais pour pouvoir augmenter le montant du dommage lors de la déclaration (fraude coûteuse). De surcroît, l'activité d'audit devient plus difficile, voir même imparfaite et la détection de la fraude n'est que probable. Nous visons en particulier, à tester les prédictions théoriques de la section 1 de ce chapitre, à mettre en place les régularités comportementales des individus et à explorer certains résultats non prédits par la théorie. Pour ceci nous avons utilisé un protocole expérimental permettant de répondre à la série de questions suivante:

---

[9] Insatiabilité : le fait d'attribuer des gains aux joueurs permet d'induire des fonctions d'utilités monotone et croissante en fonction de ces gains.

[10] Proéminence : ce principe distingue l'économie expérimentale des autres types d'études empiriques (enquêtes, simulations…). L'économie expérimentale reproduit en laboratoire des comportements naturels.

[11] La dominance : les gains permettent d'expliquer les actions prises par les joueurs.

[12] Le secret : traduit l'anonymat des gains et des dotations des différents joueurs (chaque joueur connaît seulement ses propres gains et dotations), ce qui garantit l'autonomie des choix.

[13] Le parallélisme : fonctionnement et validité des données malgré le changement du contexte.

Question 1 :

L'offre d'une indemnité d'assurance plus généreuse en cas de vérification des déclarations honnêtes permet-elle d'atténuer l'ampleur de la falsification et implicitement celle de l'imperfection de l'audit ?

Question 2 :

Quels sont les effets de l'indemnisation et de la probabilité de non détection de la fraude sur la fréquence d'audit ?

Question 3 :

Est-il efficace, en cas de falsification, d'associer une sanction très sévère à un audit moins fréquent ?

Question 4 :

Par rapport à la situation où l'audit est parfait, doit-on augmenter la fréquence d'audit lorsque le taux de fraude augmente à cause de la falsification des dommages ?

Question 5 :

Relativement au degré d'imperfection de l'audit lié à la falsification des dommages par les assurés, quel est l'arbitrage optimal entre l'audit et la sanction ?

2.1.2. La description de l'expérimentation :

Les sujets :

Les sujets (soixante-douze participants) qui ont participé à cette expérimentation sont des étudiants en économie et gestion de l'ENS de Cachan. Leur recrutement a été fait à l'aide d'une annonce affichée au département et qui les informe de l'objectif de l'expérimentation, sa durée, ainsi que le mode de son déroulement. Les étudiants intéressés ont pris contact avec nous pour s'inscrire. A chaque session, nous avons besoin de 6 participants, dont 5 parmi eux sont des assurés et l'autre est un assureur. Au moment du recrutement, aucune information concernant l'expérimentation n'a été fournie aux participants. Ils savent juste, qu'il s'agit d'une expérimentation en assurance qui dure environ 60 minutes, qui s'effectue sur ordinateurs et qu'elle est rémunérée.

Les techniques utilisées :

Nous avons programmé le protocole expérimental sur le logiciel REGATE. Ce programme affecte les rôles aléatoirement aux participants. L'identification des sujets lors de

l'interprétation des résultats se fait à l'aide d'un code de connexion affecté à chaque machine. Ceci nous a facilité la tâche d'analyser les observations individuelles. Les assurés reçoivent un premier écran les informant de la situation actuelle (qu'il est assuré, le montant du capital initial, la prime, le sinistre…). Nous leur demandons à cette première étape s'ils acceptent de falsifier ou pas (boutons oui et non). Une fois ils ont fait leurs choix, un deuxième écran apparaît pour qu'ils effectuent leurs déclarations. Entre temps, On demande à l'assureur de patienter jusqu'à recevoir sur son écran les différentes déclarations des assurés. Il choisit par la suite de mener les contrôles qui lui paraissent pertinents. Ensuite, un autre écran apparaît pour touts les participants les renseignant du résultat du round joué. Pour les assurés, on leur dit s'ils ont été contrôlés ou pas, détectés ou pas, sanctionnés ou pas et combien ils ont gagné à cette période. Pour l'assureur, on l'informe des assurés fraudeurs et détectés et de son gain de fin de période. En plus, à tout moment, les joueurs ont la possibilité de consulter un écran secondaire contenant l'historique des tours déjà joués.

Description de la session :

La durée moyenne de cette expérimentation est d'environ 60 minutes. Les instructions (voir annexe 5.6.), ont été distribuées avant le début de la session (12 sessions ont été organisée) et lues à haute voix par l'expérimentateur afin de rassurer les sujets quant à l'homogénéité des informations. Ensuite, un questionnaire d'entraînement a été rempli collectivement afin d'établir une connaissance commune entre les sujets. Chaque session comprend 6 participants (un assureur et 5 assurés) qui interagissent pendant 17 périodes ou répétitions (rounds).

Ce sont les assurés qui jouent en premier. En effet, au début de chaque période, on communique à chaque participant, l'information qu'il joue le rôle d'un assuré, et on le renseigne du montant de sa dotation initiale, de la prime à payer et du sinistre survenu. On lui demande ensuite de choisir s'il veut falsifier ou non. Bien sûr, la falsification (paiement de frais) lui permet d'augmenter ses chances de ne pas être détecté en cas de contrôle (audit imparfait). Par contre, il a la possibilité de frauder sans falsifier (fraude non coûteuse) et en cas de contrôle, la détection est systématique (audit parfait). Une fois il a fait son choix, il doit par la suite effectuer sa déclaration de dommage. L'assureur de son coté, patiente, et doit attendre la réception de toutes les déclarations des assurés. Son rôle consiste à choisir qui contrôler parmi les 5 assurés. Il n'a pas la possibilité de connaître si il y a eu falsification ou pas. C'est l'ordinateur qui se charge de faire la sélection des fraudeurs qui ont falsifié et ceux qui n'ont pas falsifié pour définir la qualité de l'audit (parfait ou imparfait). Ensuite, une fois

ces étapes effectuées, toutes les informations sont envoyées au serveur du réseau, pour qu'il fasse les calculs des gains et renvoie les résultats aux joueurs. Ainsi de suite, se déroulent les 17 répétitions. A la fin, un écran de veille apparaît devant chaque joueur, et les ordinateurs sont verrouillés jusqu'à ce que l'expérimentateur puisse enregistrer les données sur le serveur.

La rémunération :

La rémunération des joueurs représente la dernière étape de cette expérimentation. Les théories économiques posent des hypothèses concernant les comportements des agents. Notamment, des hypothèses concernant les préférences des individus qu'ils représentent à l'aide des fonctions d'utilité. Sur ce sujet, l'économie expérimentale ne peut que mettre en place des incitations (coûts, gains…) similaires à celles présentées dans la théorie. En effet, les modèles d'assurance supposent que les agents ont des préférences pour les gains et que les actions sont orientées par la maximisation de la fonction d'utilité de l'assuré et la maximisation du profit de l'assureur. C'est pour cette raison, que nous rémunérons nos participants en monnaie réelle et en fonction de leurs gains moyen. Cette rémunération est faite de façon individuelle et anonyme. D'après les codes affectés aux différents ordinateurs, nous arrivons à identifier les joueurs. Nous leur demandons de garder leur place jusqu'à la fin de la session. Le serveur du réseau calcule pour chaque participant son gain total de l'expérimentation. Ce dernier comprend une partie forfaitaire (indemnité de participation) et une partie variable et dépendante de la performance de chacun. Ces gains monétaires ont été convertis suivant un taux de change des gains expérimentaux. Le paiement relatif aux gains moyens garantit que les joueurs considèrent toutes les périodes du jeu et réduit la variance dans les réponses.

2.1.3. La description du protocole :

Chaque assuré est propriétaire d'un bien. Il est confronté à des situations de risque qui l'obligent à souscrire auprès de son assureur et contre paiement d'une prime un contrat d'assurance qui l'indemnise en cas de dommage.

Au début de chaque période, l'assuré est doté d'un capital, lui permettant d'acheter sa police d'assurance. Une fois l'état de nature réalisé, l'assuré se trouve devant une première prise de décision, qui correspond à choisir de falsifier ou non le dommage (investir dans des dépenses de falsifications qui permettent de rendre l'audit imparfait). Lorsque l'assuré engage les frais,

la détection de la fraude n'est plus systématique. Il existe ainsi une probabilité positive que le fraudeur ne soit pas pris par l'assureur. Toutefois, un assuré qui refuse de falsifier peut choisir ensuite de frauder. Dans ce cas, la détection de la fraude est systématique (audit parfait).

L'assureur ne peut détecter le comportement frauduleux que sur la seule base des déclarations de sinistres. Sa stratégie est définie par le choix de mener les contrôles qui lui paraissent pertinents.

La détection de la fraude implique l'application d'une sanction : refus d'indemnisation et paiement d'une amende.

En résumé, chaque période est marquée par les trois étapes suivantes :

- Première étape : survenance et déclaration du sinistre par l'assuré.

Cette étape est marquée par deux décisions que l'assuré doit prendre. Tout d'abord on lui demande s'il est prêt à investir dans des dépenses de falsification pour diminuer ses chances d'être détecté. Ensuite, ayant pris cette décision, il doit effectuer sa déclaration.

- Deuxième étape : audit aléatoire imparfait.

L'assureur reçoit toutes les déclarations de dommage. Il doit effectuer les contrôles qui lui paraissent pertinents. En cas de falsification, l'audit ne permet pas de détecter systématiquement la fraude. Par contre, s'il n'y a pas de falsification, l'audit est parfait.

En cas d'expertise, l'assureur supporte un coût.

- Troisième étape : indemnisation et sanction.

Le fraudeur contrôlé mais non détecté, échappe à la sanction et reçoit une indemnité correspondant à sa déclaration.

Le fraudeur parfaitement contrôlé est sanctionné par un refus de remboursement et par une amende.

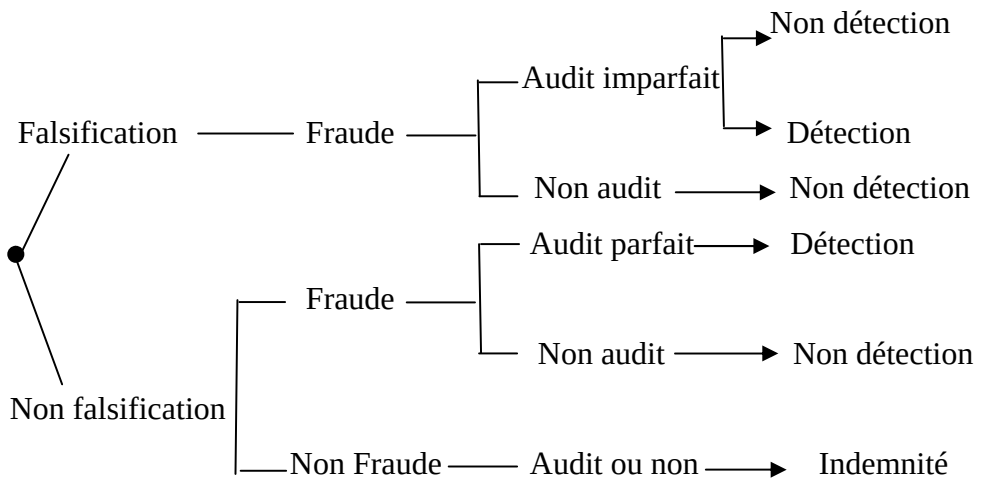
2.2. Les résultats expérimentaux :

Il s'agit à ce niveau d'étudier en plus de la décision de fraude, la décision de falsification et son effet sur la procédure d'audit. Pour tester nos prédictions théoriques, à travers les comportements individuels, nous étudions à la fois, les stratégies des assurés et celles des assureurs.

2.2.1. La stratégie de l'assuré :

a/ La décision de fraude et/ou de falsification:

Dans cette expérimentation, la décision prise par l'assuré consiste à choisir dans une première étape de falsifier ou pas et dans une deuxième étape de frauder ou pas. On rappelle que la falsification ou encore la fraude coûteuse permet de rendre l'activité d'audit imparfaite. Toutefois, un assuré qui décide de ne pas falsifier peut tout de même frauder, mais dans ce cas l'audit devient parfait (détection systématique de la fraude). Ce processus peut être résumé par le schéma suivant :



Pour étudier la décision de l'assuré, nous définissons le modèle multinomial suivant :

Pour un assuré i, avec i =1…..60[14], la variable à expliquer y_i (falsifraud_i) peut prendre 3 modalités : $\begin{cases} 0 : \text{ne pas falsifier et ne pas frauder} \\ 1 : \text{ne pas falsifier mais frauder} \\ 2 : \text{falsifier et frauder} \end{cases}$

Nous supposons que les modalités j sont mutuellement exclusives pour chaque individu i, c'est-à-dire : $\sum_{j=0}^{2} \text{Prob}(y_i = j) = 1 \quad \forall i$.

La probabilité associée à chaque réponse est :

$$\text{Prob}(y_i = j) = F_{ij}(X, \beta) \quad i = 1,...60 \text{ et } j = 0,1,2$$

[14] 72 sujets ont participé à cette expérimentation qui contient 12 sessions. Dans chaque session, il y a 1 assureur et 5 assurés.

F_{ij} est la fonction de répartition utilisée pour calculer la probabilité que l'assuré i choisit la modalité j. C'est une fonction des variables explicatives X et du vecteur de paramètres β.

Nous définissons les variables binaires y_{ij} comme suit :

$$\begin{cases} y_{ij} = 1 & \text{si } y_i = j \\ \quad = 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad i = 1,2,....60 \text{ et } j = 0,1,2$$

On peut écrire la vraisemblance du modèle comme le produit des probabilités associées aux différentes modalités, ceci pour tous les assurés :

$$L = \prod_{i=1}^{36} \prod_{j=0}^{2} F_{ij}(X,\beta)^{y_{ij}}$$

Il s'agit donc, d'un « ***Probit Multinomial Ordonné*** » (voir Caudill, Steven, Ayuso et Mercedes (2005)[15]), où la variable à expliquer ($falsifraud_{it}$) est codée comme suit :

Falsifraud = 0 si l'assuré i décide de ne pas falsifier et de ne pas frauder à la période t.

Falsifraud = 1 si l'assuré i décide de ne pas falsifier et de frauder à la période t.

Falsifraud = 2 si l'assuré i décide de falsifier et de frauder à la période t.

Cette variable ($falsifraud_{it}$) est fonction de la série des variables explicatives suivantes : (Sin_{it}, Dom_{it}, FA_{it}, $Tdet_{it}$, FFR_{it}, CTR_{it}).

Dans les deux tableaux suivants, nous présentons respectivement, les définitions et les descriptions statistiques (moyenne, écart-type, valeur minimale, valeur maximale) des différentes variables explicatives :

Nom de la variable	**Description de la variable**
Sin_{it}	Sinistralité, représente pour l'assuré i le nombre de sinistres subis de la période 1 jusqu'à la période t, divisé par le nombre de période (t).
Dom_{it}	Dommage subit par l'assuré i à la période t.
FA_{it}	Fréquence d'audit, représente le nombre de fois où l'assuré i a été contrôlé de la période 1 jusqu'à la période (t – 1), divisé par le nombre de déclarations effectuées par cet assuré de la période 1 jusqu'à la période (t – 1).

[15] Dans leur papier, les auteurs présentent une estimation du modèle (AAG) de Artis, Ayuso et Guillen (2002) à l'aide d'un logit multinomial. La version contrainte de ce modèle est utilisée pour réexaminer, les données d'une assurance espagnole. Les résultats indiquent comment on peut identifier les dommages frauduleux, en utilisant l'approche de AAG.

$T\det_{it}$	Taux de détection, représente le nombre de fois où l'assuré i a été détecté en tant que fraudeur de la période 1 jusqu'à la période (t – 1), divisé par le nombre de fois où cet assuré a fraudé de la période 1 jusqu'à la période (t – 1).
FFR_{it}	Frais de Falsification Relatifs : représente ce que coûte à l'assuré i la falsification du dommage par rapport à sa déclaration. $FFR_{it} = \frac{(\text{Frais de Falsification})_{it}}{(\text{Déclaration})_{it}}$
CTR_{it}	Contrôle, représente une variable muette (dummy) qui prend la valeur 1 si l'assuré i a été contrôlé en (t – 1) et 0 sinon.

```
Variable |     Obs        Mean   Std. Dev.       Min        Max
---------+-----------------------------------------------------
   Falfr |    1020    1.023529   .9743699          0          2
     sin |    1020    .3611506   .1937656          0          1
     Dom |    1020    692.0098   1170.041          0       4000
      FA |    1020    .7759379   .3464767          0          2
    Tdet |    1020     .457462   .3603742          0          1
     FFR |    1020    132.8225   192.4014          0        500
     CTR |    1020    .6686275   .4709376          0          1
```

Le résultat de l'estimation est donné dans ce qui suit:

```
Ordered probit estimates                          Number of obs   =       1020
                                                  LR chi2(6)      =    1084.03
                                                  Prob > chi2     =     0.0000
Log likelihood =  -334.0739                       Pseudo R2       =     0.6187

------------------------------------------------------------------------------
   Falfr |      Coef.   Std. Err.       z     P>|z|       [95% Conf. Interval]
---------+--------------------------------------------------------------------
     sin |  -.5329696   .3168885     -2.682   0.013       -1.15406    .0881204
     Dom |  -.0006188   .0000897     -6.898   0.000      -.0007946    -.000443
      FA |  -.0397287   .2008452     -0.198   0.843      -.4333781    .3539207
     CTR |   .3549311    .144254      2.460   0.014       .0721985    .6376637
    Tdet |   .0593163   .1819082      0.326   0.744      -.2972172    .4158499
      FF |   .0307913   .0021364     14.413   0.000       .0266041    .0349785
---------+--------------------------------------------------------------------
   _cut1 |   .5610009   .1749289             (Ancillary parameters)
   _cut2 |   1.034732   .1796814
------------------------------------------------------------------------------

   Falfr |      Probability            Observed
---------|-----------------------------------
       0 |   Pr(      xb+u<_cut1)        0.4627
       1 |   Pr(_cut1<xb+u<_cut2)        0.0510
       2 |   Pr(_cut2<xb+u)              0.4863
```

La régression montre que le modèle est globalement significatif (cf. test de rapport de vraisemblance (LR), Prob > chi2 = 0.0000) et que les coefficients des variables (Sin, Dom, CTR et FF) sont aussi significatifs. Toutefois, les paramètres des variables FA et Tdet sont non significatifs. Le « pseudo R^2 » (R^2 de Mcfadden) est de l'ordre de 0.6187 prouvant la bonne qualité de l'ajustement. Nous constatons de plus, que les proportions des sujets qui choisissent les modalités 0 et 2 (soit ne pas falsifier ni frauder (0), soit falsifier et frauder (2)), sont respectivement de l'ordre de 0.4627 et 0.4863, par contre la proportion des sujets qui fraudent sans falsifier (modalité 1) est très basse (=0.0510).
Cette estimation nous a permis de retirer les constatations suivantes :

Constat 1: Les assurés ont tendance à ne pas falsifier et à ne pas frauder lorsque le nombre de sinistres subis augmente et lorsqu'ils font face à des dommages de taille importante.

En effet, le signe positif des coefficients des variables Sin_{it} et Dom_{it} indique que lorsque l'assuré fait face à des sinistres fréquemment, il a de moins en moins tendance à falsifier et à frauder. De plus la variable FF (frais de falsification) est affectée d'un signe positif. Ceci prouve d'une part, que les frais de falsification permettent aux assurés de bien organiser la fraude, et d'autre part, que ces assurés ne sont pas trop influencés par l'augmentation de ces frais dans leurs décisions.
Lorsque l'état de sinistralité est important, la probabilité de falsifier et de frauder tend à baisser. Ceci prouve qu'il est plus facile à l'assuré de falsifier lorsqu'il ne subit pas de dommage, d'une part, parce que les frais relatifs ne sont pas trop élevés pour qu'ils soient dissuasifs, et d'autre part, parce qu'en cas de détection de la fraude par l'assureur, le fraudeur ne risque perdre que le montant de l'amende. Par contre, en cas de survenance effective du dommage, le fraudeur risque supporter lui-même le dommage (refus d'indemnisation en cas de détection). Par ailleurs, et dans le même sens que ce qui précède, pour les montants de dommage élevés, la probabilité de falsification et la probabilité de fraude sont de moins en moins importantes.

Constat 2 :
Même si l'audit fréquent peut avoir un effet dissuasif sur les fraudeurs, sa mauvaise qualité peut le rendre non crédible et ineffectif.

En effet, l'estimateur de la variable FA est non significatif (P>|z|=0.843). Nous en déduisons, que lorsque l'audit devient imparfait à cause de la falsification, l'assureur a intérêt à faire augmenter la fréquence de contrôle, pour pouvoir compenser la mauvaise qualité de l'audit et augmenter par conséquent la probabilité de détecter les fraudeurs. Néanmoins, la mauvaise qualité de l'audit (non crédible), fait que ce dernier n'ait aucun effet sur les fraudeurs (ineffectif).

D'autre part, le paramètre de la variable CTR est positif. Ceci prouve qu'un assuré contrôlé à la période (t-1), a plus tendance à falsifier et frauder à la période t. L'explication donnée à cette constatation est que, certains assurés raisonnent de la façon suivante : si après expertise de leur déclaration, il s'est avéré qu'ils sont honnêtes, alors ils peuvent profiter de la période qui suit pour frauder. Pour eux, l'assureur doit faire confiance en eux, puisqu'ils étaient honnêtes aux périodes précédentes, et donc, il ne va pas les contrôler après.

Enfin, la variable Tdet est non significative (P>|z|=0.744). En effet, ce taux ne reflète pas le taux réel de la fraude, puisque la procédure d'audit est imparfaite, c'est-à-dire que la détection de la fraude est non systématique. Par conséquent, cette variable ne peut avoir d'effet sur l'assuré dans la mesure où, bien que l'audit soit fréquent, la détection de la fraude ne peut être que probable. Ceci confirme encore plus la non crédibilité de l'audit.

b/ L'ampleur de la fraude :

Comme nous l'avons déjà mentionné dans les paragraphes précédents, la décision de l'assureur est double : il s'agit tout d'abord de choisir entre falsifier ou pas, frauder ou pas, et ensuite de choisir quel montant déclarer. Pour ceci, nous jugeons qu'il est intéressant d'étudier l'effet de certaines variables (survenance de dommage, sanction appliquée, détection de la fraude, gain espéré de la fraude…) sur l'ampleur de la fraude. Ainsi, nous utilisons la régression suivante :

$$AF_{it} = \alpha + \theta_1 Falsif_{it} + \theta_2 Sdom_{it} + \theta_3 BR_{it} + \theta_4 San_{it} + \theta_5 Det_{it} + \theta_6 G_{it} + \nu_i + \varepsilon_{it}$$

Dans ce modèle ($\nu_i + \varepsilon_{it}$) représente le résidu avec ν_i le paramètre individuel aléatoire et ε_{it} la variable aléatoire portant les propriétés usuelles (moyenne 0, non corrélée avec elle-même, non corrélée avec les variables explicatives, non corrélée avec ν et homoscédastique).

Les définitions et les descriptions statistiques (moyenne, écart-type, valeur minimale, valeur maximale) des différentes variables sont résumées dans les deux tableaux suivants :

Nom de la variable	**Description de la variable**
AF_{it}	Ampleur de la fraude, représente pour chaque assuré i (i = 1…60), l'ampleur de la fraude à la période t (t = 1…17), c'est-à-dire la différence entre la déclaration et le dommage réel.
$Falsif_{it}$	Falsification, représente une variable Dummy qui prend la valeur 1, si l'assuré i falsifie en t et 0 ailleurs.
$Sdom_{it}$	Survenance de dommage pour l'assuré i à la période t. C'est une variable muette (dummy) qui prend la valeur 1 si l'assuré subit un dommage et 0 sinon.
BR_{it}	Bonus Relatif, représente le taux de couverture pour un assuré honnête contrôlé. Il est égal au montant du bonus divisé par la déclaration de l'assuré i à la période t. $BR_{it} = \frac{\text{Bonus}}{(\text{Déclaration})_{it}}$, BR = 0 en cas de fraude.
San_{it}	Sanction, représente la sanction relative à la déclaration effectuée par l'assuré i à la période t.
Det_{it}	Détection, représente une variable muette (dummy) qui prend la valeur 1 si l'assuré i a été détecté en (t – 1) et 0 sinon.
G_{it}	Gain, représente le gain espéré de la fraude pour l'assuré i à la période t

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
AF	1020	1244.901	1811.47	-200	5000
falsif	1020	.4892157	.5001289	0	1
Sdom	1020	.4029412	.4907297	0	1
BR	1020	.0505568	.1625986	0	1.666667
San	1020	-817.2941	1684.039	-5200	0
Det	1020	.2813725	.4498894	0	1
G	1020	772.8431	1237.548	0	4900

Le résultat de l'estimation est donné dans ce qui suit :

```
Random-effects GLS regression                   Number of obs      =      1020
Group variable (i) : Assurer                    Number of groups   =        60

R-sq:  within  = 0.4542                         Obs per group: min =        17
       between = 0.8749                                        avg =      17.0
       overall = 0.6156                                        max =        17

Random effects u_i ~ Gaussian                   Wald chi2(6)       =   1622.51
corr(u_i, X)       = 0 (assumed)                Prob > chi2        =    0.0000

------------------------------------------------------------------------------
      AF |      Coef.   Std. Err.       z     P>|z|       [95% Conf. Interval]
---------+--------------------------------------------------------------------
  falsif |   1469.888   87.47755     16.803   0.000       1298.435    1641.341
    Sdom |  -370.1047   81.35634     -4.549   0.000      -529.5602   -210.6492
      BR |  -812.2548   222.4123     -3.652   0.000      -1248.175   -376.3348
     San |   -.475078   .0265638    -17.884   0.000       -.527142    -.423014
     Det |  -116.9981   91.21306     -1.283   0.200      -295.7725    61.77616
       G |   .1440229   .0294613      4.889   0.000       .0862798     .201766
   _cons |   249.3387    73.8448      3.377   0.001       104.6056    394.0719
---------+--------------------------------------------------------------------
 sigma_u |          0
 sigma_e |  920.35591
     rho |          0   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
```

L'estimation de ce modèle montre que ce dernier est globalement significatif (cf. test de Wald, avec Prob > chi2 = 0.0000), ainsi que les paramètres des différentes variables explicatives, à l'exception du coefficient de la variable Det qui présente un P>|z|=0.200 (variable non significative). Le R^2 inter-groupe[16] est de l'ordre de 0.8749 et le R^2 de la régression groupée est de l'ordre de 0.6156, prouvant la bonne qualité de l'ajustement surtout pour le modèle utilisant la moyenne des groupes d'individus.

Le test de Multiplicateur de Lagrange pour les effets aléatoires (var (ν_i) = 0) de Breusch et Pagan (1980) et le test de spécification de Hausman (1978), montrent que notre modèle est bien spécifié, du moment où les estimateurs du modèle à effet fixe et celui à effet aléatoire sont statistiquement les mêmes.

[16] R^2 représente la mesure habituelle de la qualité de l'ajustement dans une régression ordinaire. Les estimateurs de α et β sont respectivement $\hat{\alpha}$ et $\hat{\beta}$. $\overline{y}_i = \sum_t y_{it} / T_i$ et $\overline{x}_i = \sum_t x_{it} / T_i$.

R^2 overall correspond à l'équation : $\hat{y}_{it} = \hat{\alpha} + x_{it}\hat{\beta}$ (estimateur de la régression groupée)

R^2 between correspond à l'équation : $\hat{\overline{y}}_{it} = \hat{\alpha} + \overline{x}_i\hat{\beta}$ (estimateur inter-groupes)

R^2 within correspond à l'équation : $\hat{\tilde{y}}_{it} = (\hat{y}_{it} - \hat{\overline{y}}_i) = (x_{it} - \overline{x}_i)\hat{\beta}$ (estimateur intra-groupes)

```
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier
test for random effects:

AF[Assurer,t]=Xb+u[Assurer]+e[Assurer,t]

Estimated results:
                 Var      sd = sqrt(Var)
 ---------+-----------------------------
       AF |    3281423        1811.47
        e |     847055      920.35591
        u |          0      0

 Test:   Var(u) = 0
              chi2(1) =   437.90
             Prob>chi2 =     0.0000
```

```
Hausman specification test

         ---- Coefficients ----|
        Fixed     Random
   AF | Effects   Effects     Difference
------+-----------------------------
falsif|  1217.29   1469.888    -252.5979
 Sdom |-467.9294  -370.1047    -97.82476
   BR |-660.3944  -812.2548     151.8604
   San|-.3046265   -.475078     .1704515
  Det |-118.4184  -116.9981    -1.420226
    G |-.0207122   .1440229    -.1647351

Test:  Ho:  difference in coefficients
not systematic

chi2(6)=(b-B)'[S^(-1)](b-B),S=(S_fe-
S_re)
           =     0.00
 Prob>chi2 =     1.0000
```

Nous pouvons en retirer les constatations suivantes :

Constat 3 :

La fraude est plus importante en cas de faux sinistre falsifié[17].

En effet, le signe négatif de l'estimateur de la variable Sdom, indique que l'ampleur de la fraude est moins importante lorsque l'assuré subit un dommage. Au cas contraire (pas de dommage), le fraudeur préfère déclarer un faux sinistre d'un montant élevé (l'ampleur de la fraude est plus importante en cas de faux sinistre). Ceci est lié à la sanction : le fraudeur ne risque perdre dans ce cas, que le montant de l'amende. En plus, à cause de la mauvaise qualité de l'audit, l'expertise devient ineffective et perd de plus en plus sa crédibilité, ce qui encourage les fraudeurs à augmenter de plus en plus leurs déclarations. Ce résultat est encore confirmé par le signe positif de la variable Falsif. En effet, lorsque l'assuré choisit de falsifier le dommage dans une première étape, nous constatons qu'il a plus tendance par la suite, à augmenter le montant de la déclaration. La falsification entraîne l'imperfection de l'audit et donc la possibilité de non détection de la fraude. C'est ce qui pousse les assurés à en profiter pour retirer des gains importants, en déclarant des montants élevés, puisque la détection probable de la fraude ne leur fait perdre que le montant de l'amende.

[17] Faux sinistre, signifie la déclaration d'un dommage qui n'a pas eu lieu en réalité, et falsifié signifie que l'assuré supporte des frais (de falsification) pour rendre l'activité d'audit imparfaite (la détection de la fraude n'est pas systématique).

Constat 4 :

Récompenser les assurés honnêtes par versement d'indemnité plus généreuse permet d'atténuer l'ampleur de la fraude.

Ce constat est établi sur la base que le paramètre de la variable BR est de signe négatif. En effet, le fait de verser un bonus pour les assurés honnêtes, permet d'atténuer l'ampleur de la fraude. Le but d'une telle politique est d'encourager les gens honnêtes à continuer à déclarer toujours la vérité. Ce bonus représente une récompense permettant de distinguer les assurés honnêtes des assurés fraudeurs. Cela permet aussi d'inciter les fraudeurs à devenir honnêtes. Ce résultat est encore en accord avec la constatation suivante :

Constat 5 :

Pénaliser les fraudeurs par refus d'indemnisation et paiement d'une amende est dissuasif.

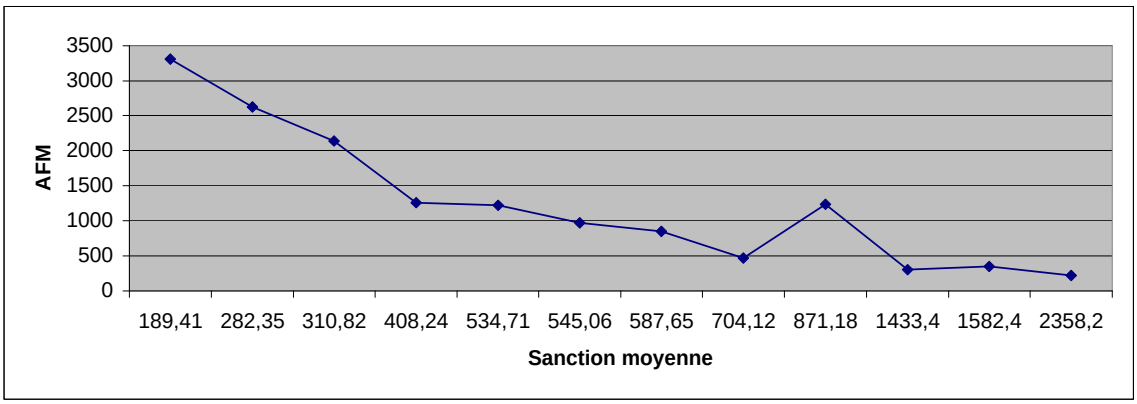


Figure 5 : *Evolution de l'ampleur de la fraude (AFM) en fonction de la sanction*

Cette constatation relative à l'effet dissuasif de la sanction est illustrée par le signe négatif de l'estimateur de la variable San. En effet, pénaliser les fraudeurs détectés par refus d'indemnisation et par paiement d'une amende, a un impacte négatif sur l'ampleur de la fraude. Ainsi, lorsque l'assuré fait face à un dommage et décide de le falsifier la déclaration, il sait que même si l'audit est imparfait, l'assureur peut lui appliquer une sanction très sévère en cas de détection. Par conséquent pour les dommages de taille importante, l'assuré n'est pas incité à frauder car en cas de détection, il risque de supporter en plus des frais de réparation du dommage (refus d'indemnisation) une amende.

D'autre part, l'estimation du modèle montre aussi que le coefficient de la variable G est affecté d'un signe positif. Cette constatation indique le comportement type des opportunistes

qui n'ont pas été détectés plusieurs fois auparavant, et essayent de tirer profit de la fraude. C'est ce qui confirme encore plus, que la variable Det soit non significative, dans la mesure où malgré qu'elle puisse avoir un effet négatif sur l'ampleur de la fraude, elle ne représente aucune influence sur le comportement des assurés. Ceci s'explique aussi, par l'imperfection et l'ineffectivité de l'audit. Ces assurés opportunistes raisonnent de la façon suivante : s'ils étaient détectés auparavant, cela ne signifie pas qu'ils pourront l'être à coup sûr ultérieurement, puisqu'ils ont la possibilité de falsifier les dommages et rendre la détection de la fraude non systématique. Ceci nous amène au constat 6 suivant :

Constat 6 :

Lorsque l'activité d'audit est imparfaite à cause de la falsification des dommages, la détection passée de la fraude n'a pas d'effet sur le comportement futur de l'assuré.

2.2.2. La procédure d'audit : stratégie de l'assureur

a/ Décision d'audit :

Il s'agit à ce niveau d'étudier le comportement de l'assureur à travers un modèle Probit, permettant d'expliquer la décision d'audit à l'aide de certaines variables. La variable latente ($Audit_{it}^{*}$) indique la propension à auditer, de l'assureur i (i = 1…12), à la période t (t = 1…17). $Audit_{it}^{*}$ est expliquée par un vecteur de variables observables X, un vecteur de paramètre δ et un terme aléatoire noté v_{it} ayant comme distribution statistique la loi de Gauss (distribution normale), avec une moyenne 0 et une variance σ^2.

$$Audit_{it}^{*} = \delta X_{it} + v_{it}$$

La variable latente $Audit_{it}^{*}$ est inobservable, mais nous pouvons observer si l'individu i procède à un audit ou non. De façon plus rigoureuse, le modèle s'écrit :

$$Audit_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si } Audit_{it}^{*} > 0 \\ 0 & \text{ailleurs} \end{cases}$$

tel que $Audit_{it}$ = 1 si l'individu procède à un audit et $Audit_{it}$ = 0 sinon.

Dans les deux tableaux suivants nous présentons respectivement la série des variables explicatives (définitions et notations respectives) et leurs descriptions statistiques (moyenne, écart-type, valeur minimale, valeur maximale) :

Nom de la variable	Description de la variable
Dec_{it}	Déclaration reçu par l'assureur i à la période t. Chaque assureur reçoit 5 déclarations à chaque période (5 assurés différents).
$T\det_{it}$	Taux de détection de la fraude, représente pour chaque assuré le nombre de fraudes détectées jusqu'à (t – 1), divisé par le nombre de fois où il a été contrôlé. $T\det_{it} = \frac{\text{nombre de fraudes détectées jusqu'à (t-1)}}{\text{nombre de controle jusqu'à (t-1)}}$
CAR_{it}	Coût d'Audit Relatif, représente le montant du coût d'audit supporté à la période t, divisé par le montant de la déclaration à la période t.

```
Variable |     Obs        Mean   Std. Dev.       Min        Max
---------+-------------------------------------------------------
   Audit |    1020    .7176471    .450365          0          1
     Dec |    1020    1932.597   1826.027          0       5000
    Tdet |    1020    .3394203   .2800972          0          1
     CAR |    1020    .0717947   .1808845          0        3.6
```

Les résultats de la régression sont donnés dans le tableau suivant :

```
Random-effects probit                           Number of obs      =      1020
Group variable (i) : Assureur                   Number of groups   =        60

Random effects u_i ~ Gaussian                   Obs per group: min =        17
                                                               avg =      17.0
                                                               max =        17

                                                Wald chi2(3)       =    172.34
Log likelihood  = -360.29296                    Prob > chi2        =    0.0000

------------------------------------------------------------------------------
   Audit |      Coef.   Std. Err.       z     P>|z|       [95% Conf. Interval]
---------+--------------------------------------------------------------------
     Dec |   .0009993   .0000802     12.459   0.000       .0008421    .0011565
    Tdet |   .1200971   .2611051      0.460   0.646      -.3916595    .6318537
     CAR |   4.600357   .7167412      6.418   0.000        3.19557    6.005144
   _cons |  -.8399856   .1711103     -4.909   0.000      -1.175356   -.5046156
---------+--------------------------------------------------------------------
/lnsig2u |    -.35966    .269513     -1.334   0.182      -.8878958    .1685757
---------+--------------------------------------------------------------------
 sigma_u |   .8354122   .1125772                          .6414988    1.087942
     rho |   .4110419   .0652454                          .2915443    .5420444
------------------------------------------------------------------------------
Likelihood ratio test of rho=0:      chi2(1) =   100.49   Prob > chi2 = 0.0000
```

L'estimation montre que le modèle est globalement significatif (cf. test de Wald, Prob > chi2 = 0.0000) ainsi que les variables (Dec et CAR). Par contre, la variable Tdet est non significative.
Cette estimation, nous a permis de dégager certaines constatations :

Constat 7 :
Les déclarations élevées ont plus de chance d'être contrôlées.

Ce constat est en liaison avec le signe positif du coefficient de la variable Dec. En effet, lorsque la déclaration de dommage est importante, nous remarquons que la probabilité d'audit est plus importante. Puisque l'audit est de mauvaise qualité, à cause de la falsification des dommages par les assurés, l'assureur est incité à améliorer sa politique de contrôle afin de pouvoir compenser cette défaillance au niveau de la détection de la fraude. Bien que ce contrôle fréquent lui fait supporter des coûts, il s'avère plus intéressant à l'assureur de vérifier les dommages (surtout de grandes tailles) avant de les rembourser.

Constat 8 :
La décision d'audit ne dépend pas du taux de détection de la fraude.

La variable Tdet est non significative (P>|z|=0.646). A première vue ce résultat nous parait bizarre, dans le sens où l'audit doit être étroitement lié à la détection de la fraude. Néanmoins, dans cette partie, l'audit est supposé de mauvaise qualité, c'est-à-dire qu'il ne permet pas de détecter la fraude à coup sûr, à cause de la possibilité pour l'assuré de falsifier les dommages avant de les déclarer. Par conséquent, le taux de détection de la fraude ne représente pour l'assureur qu'une partie du taux de fraude réel. D'une part, parce que l'activité d'audit est imparfaite (la détection de la fraude est non systématique) et d'autre part, parce que certains fraudeurs réussissent à bien falsifier les dommages de façon à ce qu'il soit impossible pour l'assureur d'observer la fraude.

Constat 9 :
Malgré l'augmentation des coûts d'audit, l'assureur continue toujours à contrôler.

Le coefficient de la variable CAR est affecté d'un signe positif. Ce qui explique l'idée que malgré que le coût d'audit soit assez élevé, l'assureur décide tout de même de vérifier les

déclarations. Ainsi, puisque l'activité de l'audit est imparfaite et ne permet pas de détecter les fraudeurs avec certitude, l'assureur trouve qu'il est plus intéressant de supporter des coûts supplémentaires et de diminuer les chances de payer des indemnités non mérités, surtout lorsque les déclarations sont importantes (le coût d'indemnisation est beaucoup plus élevé que le coût d'audit).

b/ La fréquence d'audit :

Dans cette régression, nous expliquons la fréquence d'audit (FA_{it}) dans chaque groupe (associée à chaque assureur i) à la période t, en fonction de certaines variables explicatives.

$$FA_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 p_{it} + \alpha_3 IMNA_{it} + \alpha_4 CA_{it} + \alpha_5 G_{it} + w_{it}$$

Nom de la variable	Description de la variable
FA_{it}	Fréquence d'Audit pour l'assureur i à la période t. $FA_{it} = \frac{\text{Nombre d'assurés contrôlés par l'assureur i à la période t}}{\text{Nombre de déclarations reçues par l'assureur i à la période t}}$
$p_{it} = 1 - TFD_{it}$	p est la probabilité d'imperfection de l'audit et TFD est le Taux de Fraude Détectée par l'assureur i en t-1, avec $TFD_{it} = \frac{\text{Nombre de fraudeurs détectés en (t - 1)}}{\text{Nombre d'assurés contrôlés en (t - 1)}}$
$IMNA_{it}$	Indemnité Moyenne en cas de Non Audit ou coût moyen d'indemnisation, représente ce que l'assureur i doit payer à la période t, s'il ne procède pas à un audit. $IMNA_{it} = \frac{\text{Somme des détections en t}}{\text{Nombre de déclarations en t}}$
CA_{it}	Coût d'Audit total, représente ce que coûte à l'assureur i les contrôles effectués à la période t.
G_{it}	Gain final de l'assureur i à la période (t-1)
w_{it}	Terme d'erreur composé d'un paramètre individuel aléatoire (ν_i) et d'une variable aléatoire (ε_{it}) portant les propriétés usuelles (moyenne 0, non corrélée avec elle-même, non corrélée avec les variables explicatives, non corrélée avec ν et homoscédastique).

La description statistique (moyenne, écart-type, valeur minimale, valeur maximale) de ces variables est donnée dans le tableau suivant :

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
FA	204	.8482026	.2346014	0	1.25
p	204	.6146242	.2809446	0	1
IMNA	204	2224.439	1069.862	325	5000
CA	204	248.6275	99.75378	0	400
G	204	1600.294	1969.442	0	6600

Le résultat de l'estimation est donné dans le tableau suivant :

```
Random-effects GLS regression                   Number of obs      =       204
Group variable (i) : Assureur                   Number of groups   =        12

R-sq:  within  = 0.4119                         Obs per group: min =        17
       between = 0.6678                                        avg =      17.0
       overall = 0.5086                                        max =        17

Random effects u_i ~ Gaussian                   Wald chi2(4)       =    175.00
corr(u_i, X)       = 0 (assumed)                Prob > chi2        =    0.0000
------------------------------------------------------------------------------
      FA |      Coef.   Std. Err.       z     P>|z|       [95% Conf. Interval]
---------+--------------------------------------------------------------------
       p |  -.0449739   .0375777     -1.197   0.231      -.1186248     .028677
    IMNA |  -.0000332   .0000134     -2.472   0.013      -.0000595   -6.87e-06
      CA |   .0016382   .0001355     12.093   0.000       .0013727    .0019037
       G |   8.19e-06   5.36e-06      1.530   0.106      -2.30e-06    .0000187
   _cons |   .5389125    .049237     10.945   0.000       .4424097    .6354153
---------+--------------------------------------------------------------------
 sigma_u |  .03247509
 sigma_e |  .12420606
     rho |  .06398771   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
```

L'estimation montre que le modèle est globalement significatif, par contre certaines variables explicatives sont non significatives. Le R^2 inter-groupes et le R^2 de la régression groupée sont respectivement égaux à 0.6678 et 0.5086, prouvant la bonne qualité de l'ajustement.

Le test de Multiplicateur de Lagrange pour les effets aléatoires (var (ν_i) = 0) de Breusch et Pagan (1980) et le test de spécification de Hausman (1978), montrent que notre modèle est bien spécifié, puisqu'il n'existe pas de différences significatives entre les estimateurs du modèle à effet fixe et celui à effet aléatoire.

```
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier
test for random effects:

FA[Assureur,t]  =  Xb  +  u[Assureur]  +
e[Assureur,t]

     Estimated results:
            Var     sd = sqrt(Var)
-----+-----------------------------
  FA |    .0550378     .2346014
   e |    .0154271    .12420606
   u |    .0010546    .03247509

     Test:   Var(u) = 0
               chi2(1) =   225.73
              Prob>chi2 =     0.0000
```

```
Hausman specification test

             ---- Coefficients ----
      | Fixed    Random
  FA  | Effects  Effects       Difference
-----+------------------------------
   p  | -.0499792 -.0428349   -.0071442
IMNA |-.0000175  -.0000322    .0000146
  CA  | .0014125   .0016634    -.000251
   G  | 2.51e-06   7.98e-06   -5.47e-06

Test:   Ho:   difference in coefficients
not systematic

       chi2(   4) = (b-B)'[S^(-1)](b-B),
S = (S_fe - S_re)
                     =   0.0000
              Prob>chi2 =  1.0000
```

La variable p_{it}, représente le taux d'imperfection de l'audit. Ce taux ne donne qu'une valeur approximative pour l'assureur quant à l'efficacité de l'expertise. En effet, lorsqu'il procède à une vérification des dommages, l'assureur ne peut pas connaître le nombre exact de fraudeurs ni les personnes précises qui ont fraudé. Ce qu'il peut déterminer c'est uniquement le taux de détection de la fraude (TFD) d'après les contrôles effectués.

Par ailleurs, le coefficient de la variable p_{it} est non significatif, prouvant le fait que bien que l'assureur observe le résultat de l'expertise (les fraudeurs détectés), après la vérification des déclarations, il ne peut pas toutefois, se baser sur cette variable pour définir sa fréquence de contrôle. Ainsi, même si cette probabilité tend à diminuer (la détection de la fraude augmente), il continue toujours à augmenter la fréquence de contrôle pour pouvoir combler l'imperfection de l'audit (augmenter les chances de détection des fraudeurs). D'où le constat suivant :

Constat 10 :

La probabilité d'imperfection de l'audit n'a pas d'effet sur la décision de l'assureur. Lorsqu'elle devient élevée, l'audit est ineffectif et l'assureur n'a plus intérêt à contrôler.

Ceci signifie, que grâce à la falsification des dommages, les fraudeurs réussissent à rendre l'activité d'audit ineffective. Par conséquent, l'assureur est incité à ne pas contrôler, puisque cela, lui fait encourir des coûts supplémentaires sans qu'il n'arrive à détecter la fraude.

Le coefficient de la variable CA est positif. Ce qui prouve que même si le coût de l'audit est important, l'assureur continue à augmenter la fréquence d'audit. Ce résultat est en accord avec

la non significativité du coefficient de la variable G (significatif uniquement à 10%). Le gain de fin de période de l'assureur n'a pas d'effet sur la fréquence d'audit. Ceci confirme encore plus le constat 9.

Constat 11 :

L'assureur contrôle plus fréquemment les assurés, lorsque le coût d'indemnisation augmente.

Ce constat traduit le signe positif de la variable IMNA. En effet, l'augmentation de la somme d'indemnité à rembourser, pousse l'assureur à vérifier plus fréquemment les déclarations. Il est plus intéressant, de mener une expertise avant de rembourser les assurés, surtout pour les déclarations de taille importante.

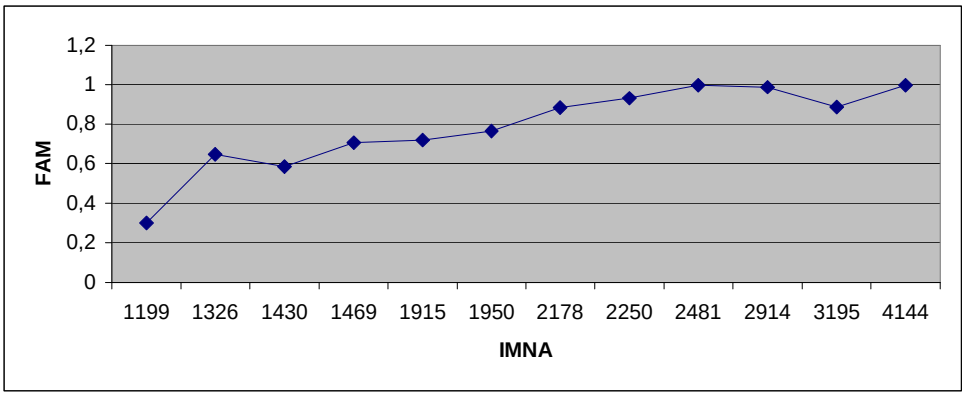


Figure 6: *Evolution de la fréquence d'audit moyenne (FAM) en fonction de l'Indemnité Moyenne versée en cas de Non Audit (IMNA)*

Vu que certaines variables sont non significatives, pour améliorer la qualité de l'estimation, nous avons effectué une régression sur les moyennes des groupes. Plus précisément, nous avons estimé l'équation de la forme : $\hat{\bar{y}}_{it} = \hat{\alpha} + \bar{x}_{it}\hat{\beta}$, avec $\bar{y}_{it}$ la variable à expliquer (FA moyenne), $\bar{x}$ le vecteur des variables explicatives, et β le vecteur des paramètres à estimer.

Le résultat de cette estimation par GLS a donné les résultats suivants :

```
Between regression (regression on group means)  Number of obs      =       204
Group variable (i) : Assureur                   Number of groups   =        12

R-sq:  within  = 0.1296                         Obs per group: min =        17
       between = 0.9623                                        avg =      17.0
       overall = 0.2322                                        max =        17

                                                F(4,7)             =     44.73
sd(u_i + avg(e_i.))=  .0442957                  Prob > F           =    0.0000

------------------------------------------------------------------------------
      FA |      Coef.   Std. Err.       t     P>|t|       [95% Conf. Interval]
---------+--------------------------------------------------------------------
       p |   1.006149   .2107759      4.774   0.002        .507743    1.504555
    IMNA |   4.47e-06   .0000469      0.095   0.927      -.0001065    .0001155
      CA |   .0033934   .0004427      7.665   0.000       .0023465    .0044402
       G |    .000134   .0000342      3.921   0.006       .0000532    .0002149
   _cons |  -.8382999   .2070191     -4.049   0.005      -1.327822   -.3487775
------------------------------------------------------------------------------
```

Constat 12:

La fréquence d'audit est croissante en fonction du taux d'imperfection de l'audit.

Le coefficient de la variable p est positif, ce qui prouve que l'assureur tend à augmenter la fréquence d'audit moyenne lorsque le taux d'imperfection de l'audit augmente. L'idée est que l'assureur cherche à maximiser ses chances de détecter les fraudeurs, puisque l'activité d'audit est imparfaite. De surcroît, en augmentant la fréquence de contrôle, il augmente la probabilité de détection de la fraude (compenser la mauvaise qualité de l'audit).

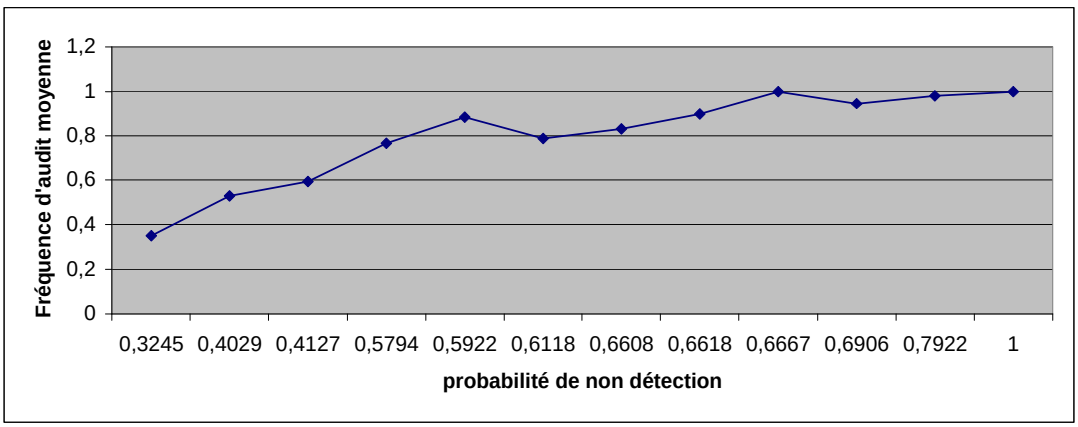


Figure 7: *Evolution de la fréquence d'audit moyenne (FAM) par rapport à la probabilité de non détection de la fraude (p)*

2.3. Confrontation des résultas expérimentaux et des hypothèses théoriques:

Ce paragraphe a pour objet de préciser comment les constations empiriques issues de la partie expérimentales, permettent de valider les prédictions théoriques de notre modèle. Dans un premier temps, nous présentons un récapitulatif de ces différents résultats, et dans un deuxième temps, nous exposons les différentes interprétations.

2.3.1. Tableau récapitulatif :

Résultats empiriques		**Résultats théoriques**	
Constats		**Propositions**	
1 **2** **4** **9** **10**	Les assurés ont tendance à ne pas falsifier et à ne pas frauder lorsque le nombre de sinistres subis augmente et lorsqu'ils font face à des dommages de taille importante. Même si l'audit fréquent peut avoir un effet dissuasif sur les fraudeurs, sa mauvaise qualité peut le rendre non crédible et sans effet. ..... Récompenser les assurés honnêtes par versement d'indemnité plus généreuse permet d'atténuer l'ampleur de la fraude. Malgré l'augmentation des coûts d'audit, l'assureur continue toujours à contrôler. La probabilité d'imperfection de l'audit n'a pas d'effet sur la décision de l'assureur. Lorsqu'elle devient élevée, l'audit est ineffectif et l'assureur n'a plus donc intérêt à contrôler.	**Proposition 1** + **Corollaires (1,2,3)**	Propriétés du profil d'indemnisation : * si $I_A = I_{\bar{A}}$, alors $p = 1$ * si $I_A > I_{\bar{A}}$, alors $0 \leq p < \theta$ * si $I_A < I_{\bar{A}}$, alors $\theta < p < 1$ ⇓ * Quel que soit le profil d'indemnisation offert, le contrat d'assurance implique une imperfection de l'audit en cas de falsification. * Il est optimal de récompenser l'assuré en cas d'audit : offrir une indemnité plus généreuse. * Lorsque $p = 1$, la stratégie d'audit est ineffective. Dans ce cas, l'assureur n'aura jamais intérêt à contrôler la déclaration de sinistre de l'assuré, ni à offrir un contrat d'assurance positif.

7	Les déclarations élevées ont plus de chance d'être contrôlées		
8	La décision d'audit ne dépend pas du taux de détection de la fraude		* $\lambda(.)$ est croissante et concave en fonction de $I_{\overline{A}}$
12	La fréquence d'audit est croissante en fonction du taux d'imperfection de l'audit.	**Proposition 3**	* $\lambda(.)$ est croissante et convexe en fonction de p
11	L'assureur contrôle plus fréquemment les assurés, lorsque le coût d'indemnisation augmente	**+**	⇣
3	La fraude est plus importante en cas de faux sinistre falsifié.		
5	Pénaliser les fraudeurs par refus d'indemnisation et paiement d'une amende est dissuasif.	**Corollaire 4**	Il est possible d'utiliser une fréquence de contrôle faible mais suffisante, associée à une sanction monétaire très élevée pour dissuader l'assuré de frauder.
6	Lorsque l'activité d'audit est imparfaite à cause de la falsification des dommages, la détection passée de la fraude n'a pas d'effet sur le comportement futur de l'assuré.		

2.3.2. Les constatations expérimentales sont elles conformes aux prédictions théoriques ? :

L'idée centrale de cette analyse est de définir le contrat d'assurance optimal, lorsqu'il est possible pour l'assuré de frauder et éventuellement de falsifier les dommages. Nous sommes ainsi, arrivés dans les parties théorique et expérimentale à définir les différentes clauses du contrat et notamment, l'indemnité optimale, la fréquence d'audit optimale et la sanction optimale. Ces trois variables centrales représentent la raison pour laquelle le chapitre présent s'articule autour de deux axes principaux :

- Le premier axe, s'intéresse à la définition de l'indemnité d'assurance optimale, dans un contexte de fraude coûteuse et d'audit imparfait.
- Le second, concerne la caractérisation de la politique d'audit optimale permettant de faire face à la fraude et à la falsification $\begin{cases} \text{- fréquence d'audit} \\ \text{- Sanction} \end{cases}$.

a) Quelle indemnité d'assurance offrir ?

Les prédictions théoriques quant à l'intérêt d'offrir une indemnité plus généreuse en cas d'audit afin d'atténuer l'ampleur de l'imperfection de l'audit, ont été pleinement vérifiées, dans la mesure où :

- d'une part, les assurés ont tendance à ne pas falsifier et à ne pas frauder lorsque le nombre de sinistres survenus augmente et lorsqu'ils font face à des dommages de taille importante. Cette constatation traduit l'idée que, le fait de faire face à des dommages fréquemment, pousse les assurés à être honnêtes surtout que l'audit leur fait bénéficier d'un bonus pour leur honnêteté. En outre, lorsque ces dommages sont élevés, la fraude – si elle est détectée – peut leur faire perdre le droit à l'indemnisation. C'est pour cette raison, que les assurés n'ont pas intérêt à frauder dans ce cas (dommages importants).
- d'autre part, et du coté de l'assureur, malgré l'augmentation du coût de l'audit, nous constatons, qu'il continue toujours à contrôler dans le but d'augmenter ses chances de détecter les fraudeurs et de ne pas payer d'indemnités non mérités. En outre, même si l'audit fréquent peut avoir un effet dissuasif sur les fraudeurs, sa mauvaise qualité peut le rendre non crédible et ineffectif.

Néanmoins, cette politique permet d'améliorer la qualité de l'audit en matière de détection de la fraude, mais elle est toujours génératrice de fraude à cause de la falsification des dommages.

b) Doit-on contrôler très fréquemment les assurés ? et de quelle sanction les menacer ?

Ce paragraphe concerne la politique d'audit optimale adoptée par l'assureur pour pouvoir dissuader les fraudeurs. Notamment, il s'agit d'une part de préciser la fréquence d'audit nécessaire pour compenser l'imperfection de l'audit et d'autre part, d'analyser le système de sanction idéal permettant de rendre l'audit effectif.

Pour qu'il soit optimal, l'audit doit présenter une relation positive (croissante) entre la fréquence de contrôle et l'indemnité d'assurance d'une part et la probabilité d'imperfection de l'audit d'autre part. Ceci veut dire, comme nous l'avons déjà mentionné dans le paragraphe précédent, que lorsque le coût d'indemnisation augmente pour l'assureur, ce dernier a intérêt à contrôler plus fréquemment plutôt que de payer des indemnités non mérités. C'est ce qui prouve que les déclarations élevées (indemnités élevées) ont plus de chance d'être contrôlées.

Egalement, à cause de la mauvaise qualité de l'audit, liée à la falsification des dommages, la détection de la fraude n'est plus certaine, ce qui pousse l'assureur à augmenter la fréquence d'audit pour pouvoir augmenter les chances de détection des fraudeurs et compenser la mauvaise qualité de l'audit.

En outre, pour ce qui est de la sanction optimale adoptée, nous avons constaté à la fois dans les parties expérimentale que théorique, que le fait de pénaliser les fraudeurs par refus d'indemnisation et paiement d'une amende est dissuasif. Ceci souligne l'idée, que la fraude est d'autant plus importante en cas de faux sinistre falsifié[18]. Par conséquent, l'assureur doit augmenter la fréquence de contrôle, lorsque la sanction baisse. Dans le cas inverse, la menace d'une sanction très sévère, peut permettre à l'assureur de réviser la fréquence de l'audit à la baisse. Ce résultat a été prouvé aussi par le fait que les tendances de fraude et de falsification diminuent lorsque les assurés font face à des dommages importants.

2.4. Audit parfait versus Audit imparfait :

Il s'agit de comparer les résultats de l'expérimentation présentés dans le chapitre 4 avec ceux du chapitre 5. Notamment, l'objectif de ce paragraphe est d'étudier l'impact de la fraude coûteuse (falsification) sur les comportements individuels des assurés et des assureurs.

Plus précisément, il s'agit dans ce paragraphe de tester les prédictions théoriques suivantes :

- La fréquence d'audit est plus importante en cas d'audit imparfait (λ_F) qu'en cas d'audit parfait (λ_{NF}). En effet, à cause de l'augmentation du taux de fraude par la falsification des dommages, l'assureur doit accroître la fréquence des contrôles.
- Lorsque la probabilité d'imperfection de l'audit est élevée, l'audit devient ineffectif, une politique menaçant d'une sanction (S) sévère associée à un audit peu fréquent peut avoir un effet dissuasif (si λ_{NF} décroît plus vite que λ_F lorsque S augmente).
- Lorsque la probabilité d'imperfection de l'audit est basse, l'audit est dans ce cas dissuasif, une politique menaçant d'une sanction sévère associée à un audit peu fréquent est très efficace (λ_{NF} décroît moins vite que λ_F lorsque S augmente).

[18] Ceci découle du fait qu'il n'est pas de l'intérêt de l'assuré de frauder en cas où il fait face à un sinistre, parce que la détection de la fraude lui fait supporter la charge de ce dommage (refus d'indemnisation) en plus du paiement de l'amende. Par contre, la fraude devient plus bénéfique en cas de déclaration de faux sinistre (dommage qui n'a pas eu lieu), dans la mesure où s'il est détecté, l'assuré ne risque de perdre que le montant de l'amende.

L'idée centrale qui oriente cette comparaison, consiste à étudier l'efficacité d'une politique de menace de pénalité sévère en cas où l'audit devient ineffectif. Plus précisément, il s'agit de tester la sensibilité de la fréquence d'audit par rapport à une variation positive de la sanction (et vice versa), dans le cas où l'audit est parfait (fraude non coûteuse) et dans le cas où l'audit est imparfait (fraude coûteuse).

Pour ceci, nous effectuons les deux tests non paramétriques suivants :

a) Tester la relation entre les deux versions d'audit ($\lambda_F > \lambda_{NF}$) :

Tout d'abord, nous effectuons un test de normalité de Shapiro – Wilk (1965), pour choisir entre les tests usuels et les tests non paramétriques. Les résultats de ce test de normalité sont donnés dans la table suivante:

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Pr > z
FAf	204	0.93708	9.549	5.197	0.00000
FAnf	204	0.97425	3.909	3.140	0.00085

Pour les deux variables (FAf : fréquence d'audit en cas de falsification, et FAnf : fréquence d'audit en cas de non falsification), nous rejetons l'hypothèse nulle, selon laquelle la variable en question suit la loi normale. Pour ceci, nous optons pour les tests non paramétriques afin de comparer la fréquence d'audit en cas d'audit imparfait (λ_F) avec la fréquence d'audit en cas d'audit parfait (λ_{NF}). Notamment, nous utilisons le test U de **Mann Whitney (1947)**[19]. Nous considérons les deux traitements indépendants suivants :

Traitement 0 (Treat 0) : Audit (parfait) en cas de non falsification.

Traitement 1 (Treat 1) : Audit (imparfait) en cas de falsification.

Les hypothèses de ce test sont les suivantes :

$$\begin{cases} H_0 : \lambda_F = \lambda_{NF} \\ H_a : \lambda_F > \lambda_{NF} \end{cases}$$

Sous l'hypothèse nulle, nous admettons que l'assureur n'est pas affecté par la falsification des dommages par les assurés. Il contrôle les déclarations des assurés avec la même fréquence dans les deux cas. Par contre, sous l'hypothèse alternative H_a, nous considérons que

[19] Pour plus de détail concernant ce test, voir annexe 3.3. chapitre 3

l'assureur accroît la fréquence de contrôle en cas d'audit imparfait. Les résultats de ce test sont donnés dans le tableau suivant :

```
Two-sample Wilcoxon rank-sum (Mann-Whitney) test

   treat |      obs    rank sum    expected
---------+---------------------------------
       0 |      204       36023       41718
       1 |      204       47413       41718
---------+---------------------------------
combined |      408       83436       83436

unadjusted variance  1418412.00
adjustment for ties  -191246.62
                     ----------
adjusted variance    1227165.38

Ho: FA(treat==0) = FA(treat==1)
             z =  -5.141
    Prob > |z| =   0.0000
```

Nous ne pouvons accepter l'hypothèse nulle H_0, selon laquelle les deux fréquences sont égales[20]. Ce résultat est en accord avec la théorie et prouve que l'assureur a intérêt à augmenter la fréquence de contrôle, lorsqu'il est possible pour les assurés de falsifier les dommages (le taux de fraude augmente).

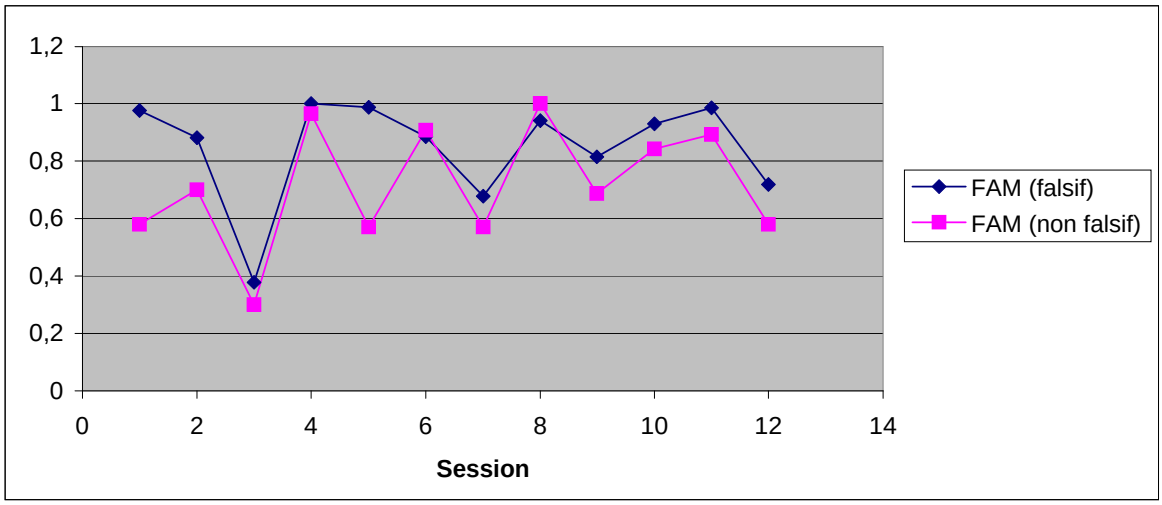


Figure 8 : *Comparaison des fréquences d'audit moyennes (FAM) selon les deux versions d'audit (parfait et imparfait)*

[20] On rejette H_0 car d'après les résultats du test, on a trouvé que Prob > |z| = 0.0000 qui est largement inférieure à 5%.

b) Tester les comportements des fréquences d'audit par rapport à la sanction :

$$\begin{cases} \dfrac{\partial\lambda_{NF}}{\partial S} < \dfrac{\partial\lambda_{F}}{\partial S} \quad \text{si} \quad p > 1-\left(\dfrac{\lambda_{NF}}{\lambda_{F}}\right)^2 \\ \dfrac{\partial\lambda_{NF}}{\partial S} > \dfrac{\partial\lambda_{F}}{\partial S} \quad \text{si} \quad p < 1-\left(\dfrac{\lambda_{NF}}{\lambda_{F}}\right)^2 \end{cases}$$

Il s'agit dans ce paragraphe, d'effectuer aussi le test U de Mann Whitney. Toutefois, nous avons deux inégalités à vérifier : chacune dépend de la valeur de la probabilité d'imperfection de l'audit (p). Pour ceci, nous procédons comme suit :

- Tout d'abord, nous calculons[21] : $\dfrac{\Delta\lambda_{NF}}{\Delta S}, \dfrac{\Delta\lambda_{F}}{\Delta S}$, p et $1-\left(\dfrac{\lambda_{NF}}{\lambda_{F}}\right)^2$
- Ensuite, nous classons les $\dfrac{\Delta\lambda_{NF}}{\Delta S}$ et les $\dfrac{\Delta\lambda_{F}}{\Delta S}$ selon le fait que p soit supérieure ou inférieure à $1-\left(\dfrac{\lambda_{NF}}{\lambda_{F}}\right)^2$.
- Enfin, nous effectuons un premier test de U de Mann Whitney pour le premier cas $p > 1-\left(\dfrac{\lambda_{NF}}{\lambda_{F}}\right)^2$ et un deuxième test de U pour le second cas $p < 1-\left(\dfrac{\lambda_{NF}}{\lambda_{F}}\right)^2$.

Conformément aux procédures de ce test, nous considérons les deux traitements indépendants suivants :

Traitement 0 (Treat 0) : variation de la fréquence d'audit en cas de non falsification par rapport à la sanction ($\dfrac{\Delta\lambda_{NF}}{\Delta S}$).

Traitement 1 (Treat 1) : variation de la fréquence d'audit en cas de falsification par rapport à la sanction ($\dfrac{\Delta\lambda_{F}}{\Delta S}$).

*** <u>1er cas :</u>** Pour cette première phase, il s'agit d'effectuer le test pour voir si la variation de la fréquence d'audit λ par rapport à la sanction S est plus importante en cas de

[21] $\Delta\lambda_{NF}$ représente la variation de la fréquence d'audit en cas de non falsification, entre deux périodes successives.
$\Delta\lambda_{F}$ représente la variation de la fréquence d'audit en cas de falsification, entre deux périodes successives.
ΔS représente la variation de la sanction, entre deux périodes successives

falsification. Sous l'hypothèse nulle, nous admettons que l'assureur adopte la même politique de menace de sanction sévère pour pouvoir diminuer la fréquence de contrôle. Il n'est pas affecté par la falsification des dommages par les assurés. En effet, nous écrivons :

$$\begin{cases} H_0 : \dfrac{\Delta\lambda_F}{\Delta S} = \dfrac{\Delta\lambda_{NF}}{\Delta S} \\ H_a : \dfrac{\Delta\lambda_F}{\Delta S} > \dfrac{\Delta\lambda_{NF}}{\Delta S} \end{cases}$$

Les résultats du test U de de Mann Whitney sont résumés dans le tableau suivant :

```
Two-sample Wilcoxon rank-sum (Mann-Whitney) test

   Treat |      obs    rank sum    expected
---------+---------------------------------
       0 |      149     20771.5     22275.5
       1 |      149     23779.5     22275.5
---------+---------------------------------
combined |      298       44551       44551

unadjusted variance   553174.92
adjustment for ties  -121907.08
                     ----------
adjusted variance     431267.83

Ho: vfa(Treat==0) = vfa(Treat==1)
             z =  -2.290
    Prob > |z| =   0.0220
```

Nous rejetons l'hypothèse H_0 et nous acceptons le fait que la variation de la fréquence d'audit par rapport à la sanction est plus importante en cas d'audit imparfait (falsification) qu'en cas d'audit parfait. La somme des rangs est plus importante pour le traitement 1 (Treat 1) correspondant à $\dfrac{\Delta\lambda_F}{\Delta S}$.

Ce résultat confirme bien notre hypothèse théorique pour laquelle $\dfrac{\partial\lambda_{NF}}{\partial S} < \dfrac{\partial\lambda_F}{\partial S}$ ssi $p > 1 - \left(\dfrac{\lambda_{NF}}{\lambda_F}\right)^2$ et traduisant l'idée que la politique d'audit peu fréquent associé à une sanction sévère n'est pas assez efficace pour être dissuasive de fraude, lorsque l'audit est imparfait.

*** <u>2ème cas :</u>** Pour cette deuxième phase du test, il s'agit d'effectuer le test pour voir si la variation de la fréquence d'audit λ par rapport à la sanction S est plus importante en cas de non falsification. En effet, nous écrivons :

$$\begin{cases} H_0 : \dfrac{\Delta\lambda_F}{\Delta S} = \dfrac{\Delta\lambda_{NF}}{\Delta S} \\ H_a : \dfrac{\Delta\lambda_{NF}}{\Delta S} > \dfrac{\Delta\lambda_F}{\Delta S} \end{cases}$$

Les résultats du test U de Mann Whitney sont résumés dans le tableau suivant :

```
Two-sample Wilcoxon rank-sum (Mann-Whitney) test

   Treat |      obs    rank sum    expected
---------+---------------------------------
       0 |       48      2095.5        2328
       1 |       48      2560.5        2328
---------+---------------------------------
combined |       96        4656        4656

unadjusted variance    18624.00
adjustment for ties    -3314.02
                      ----------
adjusted variance      15309.98

Ho: VFA(Treat==0) = VFA(Treat==1)
             z =  -1.879
    Prob > |z| =   0.0602
```

Prob > |z| = 0.0602 ; l'hypothèse H_0 est rejetée au seuil 10%, mais elle ne l'est pas au seuil de 5%. Ce résultat indique que les deux variations ne sont pas statistiquement différentes à un seuil inférieur à 6%.

Ce résultat n'est pas pleinement en accord avec notre hypothèse théorique pour laquelle $\dfrac{\partial\lambda_{NF}}{\partial S} > \dfrac{\partial\lambda_F}{\partial S}$ ssi $p < 1 - \left(\dfrac{\lambda_{NF}}{\lambda_F}\right)^2$. Théoriquement, nous avons montré que lorsque la probabilité d'imperfection de l'audit est basse, l'audit imparfait peut être dissuasif. Pour ceci, il est possible pour l'assureur de contrôler moins fréquemment les déclarations des assurés mais tout en fixant une sanction monétaire assez élevée.

Néanmoins, dans l'expérimentation, lorsque la probabilité d'imperfection de l'audit est basse, la diminution de la fréquence de contrôle, proportionnelle à l'augmentation de la sanction, parait être équivalente dans les deux cas (audit parfait et audit imparfait). Ceci est liée au fait que les assureurs préfèrent toujours une politique d'audit très fréquent, les permettant d'augmenter les chances de détection de la fraude. Pour eux cette politique est plus efficace que celle associant des sanctions élevées à un audit peu fréquent.

Conclusion Générale :

Ce dernier chapitre a fait l'objet d'une confrontation des prédictions théoriques aux résultats expérimentaux. Nous avons pu retenir certaines constatations quant à la définition du contrat d'assurance optimal, et l'arbitrage entre la sanction adoptée et la fréquence d'audit nécessaire pour dissuader la fraude.

✓ Nous avons ainsi montré qu'il est optimal de payer une indemnité plus généreuse récompensant les assurés honnêtes. Cette politique permet d'atténuer l'ampleur de la fraude et d'apaiser la probabilité d'imperfection de l'audit (probabilité de non détection de la fraude) liée à la falsification des dommages.

✓ Il est de l'intérêt de l'assureur d'augmenter la fréquence d'audit, lorsque le coût d'indemnisation est jugé important. Ce résultat implique qu'il est préférable de supporter des coûts d'audit supplémentaires que de rembourser des indemnités non méritées. De même, lorsqu'il est imparfait, l'audit fréquent peut permettre d'augmenter les chances de détection de la fraude.

✓ D'autre part, l'assureur doit chercher l'arbitrage optimal entre la fréquence d'audit utilisée et la sanction adoptée. Sur ce point, nous avons montré qu'il est possible d'associer une sanction sévère à un audit peu fréquent mais suffisant pour que les assurés ne se sentent pas totalement, à l'abri du contrôle. Cette politique peut ne pas être efficace, surtout lorsque les chances de non détection de la fraude augmentent à cause de l'imperfection de la procédure d'audit.

✓ Enfin, à titre comparatif, entre l'audit imparfait et l'audit parfait ou plus précisément, entre la fraude coûteuse et la fraude non coûteuse, nous avons constaté que l'assureur est obligé d'augmenter la fréquence d'audit lorsque ce dernier est imparfait. Autrement dit, suite à l'accroissement du taux de fraude à cause de la falsification des dommages, l'augmentation de la fréquence d'audit permet de récompenser sa mauvaise qualité.

Comme extension de notre travail, présenté dans ce chapitre, il serait intéressant de tester les mêmes hypothèses théoriques à l'aide des bases de données de certaines compagnies d'assurance et dans certains domaines, tels que, l'assurance maladie, l'assurance vie, et l'assurance des accidents corporels, où la fraude et la falsification sont plus répandues.

Pour enrichir cette étude, basée sur la caractérisation de la politique d'audit optimale nécessaire pour dissuader la fraude, nous avons l'intention de poursuivre cette recherche, en considérant les deux axes suivants :

- D'une part, adopter une deuxième solution de lutte contre la fraude, à savoir la sous-indemnisation des sinistres. Notamment, il s'agit au niveau de la partie théorique, d'implémenter une politique de réglementation particulière, visant à sous payer les sinistres dont la falsification est facile à établir. Plus exactement, lorsqu'il est possible pour l'assuré de cacher les caractères observables du sinistre, la sous-indemnisation des dommages incite à ne pas investir dans des activités privées (falsification) permettant de créer de nouveaux sinistres ou de gonfler la valeur de ceux-ci.

  Egalement, nous objectons à tester cette hypothèse, à travers une expérimentation en laboratoire, où l'on considère les interactions entre des assurés et des assureurs, tout en mettant l'accent sur la politique d'indemnisation plutôt que sur la politique d'audit.
- D'autre part, étudier une deuxième politique de sanction, à savoir le réajustement de la prime d'assurance. Il s'agit de considérer que l'assureur qui détecte la fraude, peut réajuster la prime d'assurance selon le coût d'indemnisation. Cette politique doit discriminer entre les assurés honnêtes et les assurés fraudeurs, de façon à dissuader la fraude.

  Cette étude s'ensuit d'une expérimentation qui reconstitue en laboratoire ces hypothèses théoriques et vérifie leur validité.

Annexe 5.1.

Preuve de la proposition 1 :

Le programme d'optimisation s'écrit :

Maximiser l'EU de l'assuré:

$$EU = \sum_{i=0}^{n} q_i \{\lambda(x_i) U(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) + (1 - \lambda(x_i)) U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i))\} \qquad (1)$$

Sous les contraintes :

$$P - \sum_{i=0}^{n} q_i \{\lambda(x_i)[I_A(x_i) + C] + (1 - \lambda(x_i)) I_{\overline{A}}(x_i)\} \geq 0 \qquad (2)$$

$$\begin{aligned}
&\lambda(x_i)\left[U\left(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)\right)\right] + (1 - \lambda(x_i)) U\left(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i)\right) \geq \\
&\lambda(x_j)\left[p\, U\left(W_0 - P - x_i - F_{ji} + I_A(x_j)\right) + (1-p)\, U\left(W_0 - P - x_i - F_{ji} - S\right)\right] \\
&+ (1 - \lambda(x_j)) U\left(W_0 - P - x_i - F_{ji} + I_{\overline{A}}(x_j)\right) \\
&\qquad \text{pour tout } x_i \in X, x_j \neq x_i \qquad (3)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&\lambda(x_k)\left[U\left(W_0 - P - x_k + I_A(x_k)\right)\right] + (1 - \lambda(x_k)) U\left(W_0 - P - x_k + I_{\overline{A}}(x_k)\right) \geq \\
&\lambda(x_i)\left[p\, U\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} + I_A(x_i)\right) + (1-p)\, U\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} - S\right)\right] \\
&+ (1 - \lambda(x_i)) U\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} + I_{\overline{A}}(x_i)\right) \\
&\qquad \text{pour tout } x_k \in X, x_i \neq x_k \qquad (4)
\end{aligned}$$

$$I_{\overline{A}}(x_i) \geq -S \quad \text{pour tout } x_i \qquad (5)$$

$$I_A(x_i) \geq -S \quad \text{pour tout } x_i \qquad (6)$$

$$0 \leq \lambda(x_i) \leq 1 \quad \text{pour tout } x_i \qquad (7)$$

Il existe $\frac{n(n+1)}{2}$ contraintes du type (3) et $\frac{n(n+1)}{2}$ contraintes du type (4).

Le Lagrangien du programme s'écrit :

$$\begin{aligned}
L = &\sum_{i=0}^{n} q_i \{\lambda(x_i) U(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) + (1 - \lambda(x_i)) U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i))\} \\
&+ \theta_1 \left[P - \sum_{i=0}^{n} q_i \{\lambda(x_i)[I_A(x_i) + C] + (1 - \lambda(x_i)) I_{\overline{A}}(x_i)\}\right]
\end{aligned}$$

$$+\sum_{i=0}^{n}\sum_{j=i+1}^{n}\theta_{2ij}\begin{bmatrix}\lambda(x_i)\left[U\left(W_0-P-x_i+I_A(x_i)\right)\right]+(1-\lambda(x_i))U\left(W_0-P-x_i+I_{\bar{A}}(x_i)\right)-\\ \lambda(x_j)\left[p\,U\left(W_0-P-x_i-F_{ji}+I_A(x_j)\right)+(1-p)\,U\left(W_0-P-x_i-F_{ji}-S\right)\right]\\ -(1-\lambda(x_j))U\left(W_0-P-x_i-F_{ji}+I_{\bar{A}}(x_j)\right)\end{bmatrix}$$

$$+\sum_{k=0}^{n}\sum_{i=k+1}^{n}\theta_{3ki}\begin{bmatrix}\lambda(x_k)\left[U\left(W_0-P-x_k+I_A(x_k)\right)\right]+(1-\lambda(x_k))U\left(W_0-P-x_k+I_{\bar{A}}(x_k)\right)-\\ \lambda(x_i)\left[p\,U\left(W_0-P-x_k-F_{ik}+I_A(x_i)\right)+(1-p)\,U\left(W_0-P-x_k-F_{ik}-S\right)\right]\\ -(1-\lambda(x_i))U\left(W_0-P-x_k-F_{ik}+I_{\bar{A}}(x_i)\right)\end{bmatrix}$$

θ_1, θ_{2ij} (pour i = 0,1,…,n et j = i+1, i+2, ….,n) et θ_{3ki} (pour k = 1,2…,n et i = k+1,….,n)sont les multiplicateurs de Lagrange.

Les conditions de premier ordre s'écrivent :

$$\begin{cases}\dfrac{\partial L}{\partial I_{Ai}}=0 \quad (1)\\[2mm] \dfrac{\partial L}{\partial I_{\bar{A}i}}=0 \quad (2)\\[2mm] \dfrac{\partial L}{\partial \lambda_i}=0 \quad (3)\\[2mm] \dfrac{\partial L}{\partial \theta_1}=0 \quad (4)\\[2mm] \dfrac{\partial L}{\partial \theta_{2ij}}=0 \quad (5)\\[2mm] \dfrac{\partial L}{\partial \theta_{3ki}}=0 \quad (6)\end{cases}$$

$$\begin{aligned}(1) \Leftrightarrow\quad & q_i\lambda(x_i)U'\left(W_0-P-x_i+I_A(x_i)\right)-\theta_1 q_i\lambda(x_i)+\theta_{2ij}\lambda(x_i)U'\left(W_0-P-x_i+I_A(x_i)\right)\\ & -\theta_{3ki}\lambda(x_i)pU'\left(W_0-P-x_k-F_{ik}+I_A(x_i)\right)=0\\ \Leftrightarrow\quad & [q_i+\theta_{2ij}]U'\left(W_0-P-x_i+I_A(x_i)\right)=\theta_1 q_i+\theta_{3ki}pU'\left(W_0-P-x_k-F_{ik}+I_A(x_i)\right)\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}(2) \Leftrightarrow\quad & q_i(1-\lambda(x_i))\,U'\left(W_0-P-x_i+I_{\bar{A}}(x_i)\right)-\theta_1 q_i(1-\lambda(x_i))\\ & +\theta_{2ij}(1-\lambda(x_i))U'\left(W_0-P-x_i+I_{\bar{A}}(x_i)\right)-\theta_{3ki}(1-\lambda(x_i))U'\left(W_0-P-x_k-F_{ik}+I_{\bar{A}}(x_i)\right)=0\\ \Leftrightarrow\quad & [q_i+\theta_{2ij}]U'\left(W_0-P-x_i+I_{\bar{A}}(x_i)\right)=\theta_1 q_i+\theta_{3ki}U'\left(W_0-P-x_k-F_{ik}+I_{\bar{A}}(x_i)\right)\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}(3) \Leftrightarrow\quad & q_i\left\{U\left(W_0-P-x_i+I_A(x_i)\right)-U\left(W_0-P-x_i+I_{\bar{A}}(x_i)\right)\right\}-\theta_1 q_i[I_A(x_i)+C-I_{\bar{A}}(x_i)]\\ & +\theta_{2ij}\left\{U\left(W_0-P-x_i+I_A(x_i)\right)-U\left(W_0-P-x_i+I_{\bar{A}}(x_i)\right)\right\}\\ & -\theta_{3ki}\begin{Bmatrix}p\,U\left(W_0-P-x_k-F_{ik}+I_A(x_i)\right)+(1-p)\,U\left(W_0-P-x_k-F_{ik}-S\right)\\ -U\left(W_0-P-x_k-F_{ik}+I_{\bar{A}}(x_i)\right)\end{Bmatrix}=0\end{aligned}$$

$$(4) \Leftrightarrow \quad \left[P-\sum_{i=0}^{n}q_i\left\{\lambda(x_i)[I_A(x_i)+C]+(1-\lambda(x_i))I_{\bar{A}}(x_i)\right\}\right]=0$$

$$(5) \Leftrightarrow \quad \lambda(x_i)\left[U\left(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)\right)\right] + (1-\lambda(x_i))U\left(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i)\right) =$$
$$\lambda(x_j)\left[p\,U\left(W_0 - P - x_i - F_{ji} + I_A(x_j)\right) + (1-p)\,U\left(W_0 - P - x_i - F_{ji} - S\right)\right]$$
$$+(1-\lambda(x_j))\,U\left(W_0 - P - x_i - F_{ji} + I_{\overline{A}}(x_j)\right)$$

$$(6) \Leftrightarrow \quad \lambda(x_k)\left[U\left(W_0 - P - x_k + I_A(x_k)\right)\right] + (1-\lambda(x_k))U\left(W_0 - P - x_k + I_{\overline{A}}(x_k)\right) =$$
$$\lambda(x_i)\left[p\,U\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} + I_A(x_i)\right) + (1-p)\,U\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} - S\right)\right]$$
$$+(1-\lambda(x_i))\,U\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} + I_{\overline{A}}(x_i)\right)$$

D'après (1) et (2) :

$$\begin{cases} [q_i + \theta_{2ij}]U'\left(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)\right) = \theta_1 q_i + \theta_{3ki} pU'\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} + I_A(x_i)\right) \\ [q_i + \theta_{2ij}]U'\left(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i)\right) = \theta_1 q_i + \theta_{3ki} U'\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} + I_{\overline{A}}(x_i)\right) \end{cases}$$

$$\Leftrightarrow \begin{cases} \theta_1 q_i = [q_i + \theta_{2ij}]U'\left(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)\right) - \theta_{3ki} pU'\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} + I_A(x_i)\right) \\ [q_i + \theta_{2ij}]U'\left(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i)\right) = \theta_{3ki} U'\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} + I_{\overline{A}}(x_i)\right) \\ \qquad + [q_i + \theta_{2ij}]U'\left(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)\right) - \theta_{3ki} pU'\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} + I_A(x_i)\right) \end{cases}$$

$$\Leftrightarrow [q_i + \theta_{2ij}]\left\{U'\left(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i)\right) - U'\left(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)\right)\right\} =$$
$$\theta_{3ki}\left\{U'\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} + I_{\overline{A}}(x_i)\right) - pU'\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} + I_A(x_i)\right)\right\}$$

$$\Leftrightarrow \left\{U'\left(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i)\right) - U'\left(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)\right)\right\} =$$
$$\frac{\theta_{3ki}}{[q_i + \theta_{2ij}]}\left\{U'\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} + I_{\overline{A}}(x_i)\right) - pU'\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} + I_A(x_i)\right)\right\}$$

Cherchons la relation entre I_A et $I_{\overline{A}}$:

<u>1er cas :</u> $I_A = I_{\overline{A}}$

$$I_A = I_{\overline{A}} \quad \Leftrightarrow \quad U'\left(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i)\right) - U'\left(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)\right) = 0$$
$$\Leftrightarrow \quad U'\left(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i)\right) = U'\left(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)\right)$$
$$\Leftrightarrow \quad U'\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} + I_{\overline{A}}(x_i)\right) = U'\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} + I_A(x_i)\right)$$
$$\Leftrightarrow \quad U'\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} + I_{\overline{A}}(x_i)\right) = pU'\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} + I_A(x_i)\right)$$
$$\Leftrightarrow \quad p = 1$$

La probabilité que l'audit soit imparfait est égale à 1. L'audit est dans ce cas n'a aucune valeur informationnelle. Il n'est pas de l'intérêt de l'assureur de mener un audit s'il offre la même indemnité en cas d'audit et en cas de non audit.

<u>2ème cas :</u> $I_A > I_{\overline{A}}$

$$I_A > I_{\overline{A}} \quad \Leftrightarrow \quad U'\left(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i)\right) - U'\left(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)\right) > 0$$
$$\Leftrightarrow \quad U'\left(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i)\right) > U'\left(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)\right)$$
$$\Leftrightarrow \quad U'\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} + I_{\overline{A}}(x_i)\right) > U'\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} + I_A(x_i)\right)$$
$$\Leftrightarrow \quad U'\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} + I_{\overline{A}}(x_i)\right) > pU'\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} + I_A(x_i)\right)$$
$$\Leftrightarrow \quad p < \frac{U'\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} + I_{\overline{A}}(x_i)\right)}{U'\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} + I_A(x_i)\right)}$$

<u>3ème cas :</u> $I_A < I_{\overline{A}}$

$$I_A < I_{\overline{A}} \quad \Leftrightarrow \quad U'\left(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i)\right) - U'\left(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)\right) < 0$$
$$\Leftrightarrow \quad U'\left(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i)\right) < U'\left(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)\right)$$
$$\Leftrightarrow \quad U'\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} + I_{\overline{A}}(x_i)\right) < U'\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} + I_A(x_i)\right)$$

or, si on a : $U'\left(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i)\right) - U'\left(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)\right) < 0$

et on a aussi :

$$\left\{U'\left(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i)\right) - U'\left(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)\right)\right\} =$$
$$\frac{\theta_{3k}}{[q_i + \theta_{2ij}]}\left\{U'\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} + I_{\overline{A}}(x_i)\right) - pU'\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} + I_A(x_i)\right)\right\}$$

alors puisque $\dfrac{\theta_{3ki}}{q_i + \theta_{2ij}} > 0$, on peut conclure que :

$$\Leftrightarrow \quad U'\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} + I_{\overline{A}}(x_i)\right) - pU'\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} + I_A(x_i)\right) < 0$$
$$\Leftrightarrow \quad U'\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} + I_{\overline{A}}(x_i)\right) < pU'\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} + I_A(x_i)\right)$$
$$\Leftrightarrow \quad 1 > p > \frac{U'\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} + I_{\overline{A}}(x_i)\right)}{U'\left(W_0 - P - x_k - F_{ik} + I_A(x_i)\right)}$$

Annexe 5.2.

Preuve de Lemme 1 :

Si on a : $I_{\overline{A}}(\hat{x}) = \text{Inf}\left\{I_A(.), I_{\overline{A}}(.), \forall x_i \in X\right\}$ (1)

et

$$U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(\hat{x})) \geq$$
$$(1-\lambda(x_i))U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(x_i)) + \lambda(x_i)\left[pU(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - F_i - S)\right]$$
$$\forall x_i \in X, \text{avec } F_i = \alpha(x_i - x_0) \qquad (2)$$

de plus $U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(\hat{x})) \geq U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(\hat{x}))$

donc :

$$U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(\hat{x})) \geq$$
$$(1-\lambda(x_i))U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(x_i)) + \lambda(x_i)\left[pU(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - F_i - S)\right]$$
$$\forall x_i \in X \qquad (3)$$

(3) peut encore s'écrire :

$$U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(\hat{x})) \geq$$
$$(1-\lambda(x_j))U(W_0 - P - x_i - F_{ji} + I_{\overline{A}}(x_j)) + \lambda(x_j)\left[pU(W_0 - P - x_i - F_{ji} + I_A(x_j)) + (1-p)U(W_0 - P - F_{ji} - S)\right]$$
$$\forall x_j, x_i \in X \text{ avec } x_j \neq x_i, F_{ji} = \alpha(x_j - x_i)$$
$$(4)$$

D'après (1) :

$$U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(\hat{x})) \leq (1 - \lambda(x_i))U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i)) + \lambda(x_i)U(W_0 - P - x_i + I_A(x_i))$$
$$\forall x_i \in X$$
$$(5)$$

(4) et (5) permettent d'écrire :

$$(1-\lambda(x_i))U(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i)) + \lambda(x_i)U(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)) \geq$$
$$(1-\lambda(x_j))U(W_0 - P - x_i - F_{ji} + I_{\overline{A}}(x_j)) + \lambda(x_j)\left[pU(W_0 - P - x_i - F_{ji} + I_A(x_j)) + (1-p)U(W_0 - P - F_{ji} - S)\right]$$
$$\forall x_j, x_i \in X \text{ avec } x_j \neq x_i$$

d'où toutes les contraintes d'incitation sont vérifiées.

Annexe 5.3.

Preuve de la Proposition 2 :

Maximiser EU :

$$EU = \sum_{i=0}^{n} q_i \left\{ \lambda(x_i) U\left(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)\right) + (1 - \lambda(x_i)) U\left(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i)\right) \right\} \qquad (1)$$

Sous les contraintes :

$$P - \sum_{i=0}^{n} q_i \left\{ \lambda(x_i)[I_A(x_i) + C] + (1 - \lambda(x_i)) I_{\overline{A}}(x_i) \right\} \geq 0 \qquad (2)$$

$$\begin{aligned} & U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(\hat{x})) \geq \\ & (1 - \lambda(x_i)) U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(x_i)) + \lambda(x_i)\left[pU(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - F_i - S)\right] \\ & \qquad \forall x_i \in X \qquad (3) \end{aligned}$$

Le Lagrangien du programme s'écrit:

$$\begin{aligned} L = & \sum_{i=0}^{n} q_i \left\{ \lambda(x_i) U\left(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)\right) + (1 - \lambda(x_i)) U\left(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}}(x_i)\right) \right\} \\ & + \theta_1 \left\{ P - \sum_{i=0}^{n} q_i \left\{ \lambda(x_i)[I_A(x_i) + C] + (1 - \lambda(x_i)) I_{\overline{A}}(x_i) \right\} \right\} \\ & + \theta_2 \left\{ \begin{array}{l} U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(\hat{x})) - (1 - \lambda(x_i)) U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(x_i)) \\ - \lambda(x_i)\left[pU(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - F_i - S)\right] \end{array} \right\} \end{aligned}$$

Les conditions de premier ordre :

$$\begin{cases} \dfrac{\partial L}{\partial I_{Ai}} = 0 \quad (1) \\ \dfrac{\partial L}{\partial I_{\overline{A}i}} = 0 \quad (2) \\ \dfrac{\partial L}{\partial \lambda_i} = 0 \quad (3) \\ \dfrac{\partial L}{\partial \theta_1} = 0 \quad (4) \\ \dfrac{\partial L}{\partial \theta_2} = 0 \quad (5) \end{cases}$$

$$(1) \Leftrightarrow q_i\lambda(x_i)U'\big(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)\big) - \theta_1 q_i\lambda(x_i) - \theta_2\lambda(x_i)pU'(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) = 0$$
$$\Leftrightarrow q_i U'\big(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)\big) = \theta_1 q_i + \theta_2 pU'(W_0 - P - F_i + I_A(x_i))$$
$$(2) \Leftrightarrow q_i(1-\lambda(x_i))U'\big(W_0 - P - x_i + I_{\bar{A}}(x_i)\big) - \theta_1 q_i(1-\lambda(x_i)) - \theta_2(1-\lambda(x_i))U'(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(x_i)) = 0$$
$$\Leftrightarrow q_i U'\big(W_0 - P - x_i + I_{\bar{A}}(x_i)\big) = \theta_1 q_i + \theta_2 U'(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(x_i))$$

$$(3) \Leftrightarrow q_i\left\{U\big(W_0 - P - x_i + I_A(x_i)\big) - U\big(W_0 - P - x_i + I_{\bar{A}}(x_i)\big)\right\} - \theta_1 q_i\left\{I_A(x_i) + C_L - I_{\bar{A}}(x_i)\right\}$$
$$+\theta_2\left\{U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(x_i)) - \left[pU(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - F_i - S_L)\right]\right\} = 0$$

$$(4) \Leftrightarrow P - \sum_{i=0}^{n} q_i\left\{\lambda(x_i)[I_A(x_i) + C] + (1-\lambda(x_i))I_{\bar{A}}(x_i)\right\} = 0$$

$$(5) \Leftrightarrow \quad U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(\hat{x})) =$$
$$(1-\lambda(x_i))U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(x_i)) + \lambda(x_i)\left[pU(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - F_i - S)\right]$$

$$\Leftrightarrow \quad \lambda(x_i) = \frac{U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(x_i)) - U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(\hat{x}))}{U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(x_i)) - \left[pU(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - F_i - S)\right]}$$

U étant une fonction d'utilité du type CARA, alors $\frac{U''}{U'} = A$ avec $A < 0$.

Ainsi : $\mathrm{Log}U' = Ax + B$ et $U' = \exp(Ax + B)$

D'après les conditions de 1er ordre (1) et (2) on peut écrire :

$$U'\big(W_0 - P - x_i + I_{A_i}\big) - U'\big(W_0 - P - x_i + I_{\bar{A}_i}\big)$$
$$= \frac{\theta_2}{q_i}\left[pU'(W_0 - P - F_i + I_{A_i}) - U'(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}_i})\right]$$
$$= \frac{\theta_2}{q_i}\left[pU'(W_0 - P - \alpha x_i + I_{A_i}) - U'(W_0 - P - \alpha x_i + I_{\bar{A}_i})\right]$$
$$= \frac{\theta_2}{q_i}\left[pU'(W_0 - P - x_i + I_{A_i} + x_i(1-\alpha)) - U'(W_0 - P - x_i + I_{\bar{A}_i} + x_i(1-\alpha))\right]$$

Or, $U'(x+z) = \exp(A[x+z] + B) = \exp(Ax + B)\exp(Az)$

donc :

$$U'\big(W_0 - P - x_i + I_{A_i}\big) - U'\big(W_0 - P - x_i + I_{\bar{A}_i}\big)$$
$$= \frac{\theta_2}{q_i}\left[pU'(W_0 - P - x_i + I_{A_i})\exp[Ax_i(1-\alpha)] - U'(W_0 - P - x_i + I_{\bar{A}_i})\exp[Ax_i(1-\alpha)]\right]$$
$$\Leftrightarrow U'\big(W_0 - P - x_i + I_{A_i}\big)\left[1 - \frac{\theta_2}{q_i}p\exp[Ax_i(1-\alpha)]\right] = U'\big(W_0 - P - x_i + I_{\bar{A}_i}\big)\left[1 - \frac{\theta_2}{q_i}\exp[Ax_i(1-\alpha)]\right] \quad (1)$$

or, $0 \le p \le 1$ alors $1 - \frac{\theta_2}{q_i}p\exp[Ax_i(1-\alpha)] \ge 1 - \frac{\theta_2}{q_i}\exp[Ax_i(1-\alpha)]$ (2)

<u>1er cas :</u> si $1 > \frac{\theta_2}{q_i}\exp[Ax_i(1-\alpha)]$

- pour $p = 1$

(1) $\Leftrightarrow U'(W_0 - P - x_i + I_{Ai}) = U'(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}i})$

$\Leftrightarrow I_{Ai} = I_{\overline{A}i}$

- pour $p < 1$

alors $1 - \frac{\theta_2}{q_i} p\exp[Ax_i(1-\alpha)] > 1 - \frac{\theta_2}{q_i}\exp[Ax_i(1-\alpha)] > 0$

(1) et (2) donnent : $U'(W_0 - P - x_i + I_{Ai}) < U'(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}i})$

et puisque U' est décroissante, alors $I_{Ai} > I_{\overline{A}i}$ pour $p < \frac{q_i}{\theta_2 \exp[Ax_i(1-\alpha)]}$

<u>2ème cas</u> : si $1 < \frac{\theta_2}{q_i}\exp[Ax_i(1-\alpha)]$

- pour $p = 1$

(1) $\Leftrightarrow U'(W_0 - P - x_i + I_{Ai}) = U'(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}i})$

$\Leftrightarrow I_{Ai} = I_{\overline{A}i}$

- pour $p < 1$

alors $1 - \frac{\theta_2}{q_i}\exp[Ax_i(1-\alpha)] < 1 - \frac{\theta_2}{q_i} p\exp[Ax_i(1-\alpha)] < 0$

$$\left|1 - \frac{\theta_2}{q_i} p\exp[Ax_i(1-\alpha)]\right| < \left|1 - \frac{\theta_2}{q_i}\exp[Ax_i(1-\alpha)]\right|$$

(1) et (2) donnent : $U'(W_0 - P - x_i + I_{Ai}) > U'(W_0 - P - x_i + I_{\overline{A}i})$

et puisque U' est décroissante, alors $I_{Ai} < I_{\overline{A}i}$ pour $p > \frac{q_i}{\theta_2 \exp[Ax_i(1-\alpha)]}$

<u>3ème cas</u> : si $\frac{\theta_2}{q_i}\exp[Ax_i(1-\alpha)] = 1$

alors $1 - \frac{\theta_2}{q_i}\exp[Ax_i(1-\alpha)] = 0$

par conséquent : $U'(W_0 - P - x_i + I_{Ai})\left[1 - \frac{\theta_2}{q_i} p\exp[Ax_i(1-\alpha)]\right] = 0$

Or, U est strictement croissante (U'>0), donc $1 - \frac{\theta_2}{q_i} p\exp[Ax_i(1-\alpha)] = 0$

- pour $p = 1$: l'équation (1) est vérifiée quelque soit I_{Ai} et $I_{\overline{A}i}$
- pour $p < 1$: l'équation (1) ne peut être vérifiée car U'>0

Annexe 5.4.

Preuve de la proposition 3 :

L'assureur choisit la probabilité d'audit de façon à saturer la contrainte d'incitation. D'après la 5ème condition:

$$(5) \Leftrightarrow \quad U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(\hat{x})) =$$
$$(1-\lambda(x_i))U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(x_i)) + \lambda(x_i)\left[pU(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - F_i - S)\right]$$

$$\Leftrightarrow \quad \lambda(x_i) = \frac{U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(x_i)) - U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(\hat{x}))}{U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(x_i)) - \left[pU(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - F_i - S)\right]}$$

- Variation de λ en fonction de $I_{\overline{A}}$:

$$\lambda'(.) = \frac{U'(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(x_i))\left[U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(\hat{x})) - \left[pU(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - F_i - S_L)\right]\right]}{\left[U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(x_i)) - \left[pU(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - F_i - S)\right]\right]^2}$$

on sait que : $I_{\overline{A}}(\hat{x}) = \inf\left\{I_A, I_{\overline{A}}; \forall\, x_i \in X\right\}$ donc :

$$U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(x_i)) \geq U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(\hat{x}))$$

$\lambda \leq 1$ donc on peut en déduire que :

$$U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(x_i)) - U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(\hat{x}) \leq$$
$$U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(x_i)) - \left[pU(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - F_i - S)\right]$$
$$\Leftrightarrow -U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(\hat{x})) \leq -\left[pU(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - F_i - S)\right]$$
$$\Leftrightarrow U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(\hat{x})) \geq \left[pU(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - F_i - S)\right]$$
$$\Leftrightarrow U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(\hat{x})) - \left[pU(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - F_i - S)\right] \geq 0$$

D'où $\lambda'(.) \geq 0$: λ est croissante en fonction de $I_{\overline{A}}$

Soit :

$$A = U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(\hat{x}))$$
$$B = \left[pU(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - F_i - S)\right]$$
$$\text{alors} \quad \lambda'(.) = \frac{U'(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(x_i))\left[A - B\right]}{\left[U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(x_i)) - B\right]^2}$$

La dérivée seconde de λ par rapport à $I_{\overline{A}}$ s'écrit :

$$\lambda''(.) = \frac{\{U''(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(x_i))[A-B]\}[U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(x_i)) - B]^2}{[U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(x_i)) - B]^4}$$
$$- \frac{2[U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(x_i)) - B]U'(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(x_i))\{U'(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(x_i))[A-B]\}}{[U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(x_i)) - B]^4}$$

$U'' < 0$ donc on conclut que $\lambda'' \leq 0$

*) Lorsque $I_{\bar{A}} = I_{\bar{A}}(\hat{x})$,

$$\lambda(x_i) = \frac{U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(x_i)) - U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(\hat{x}))}{U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(x_i)) - [pU(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - F_i - S)]} = 0$$

*) $\lambda(.) = 1$ si et seulement si :

$$U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(\hat{x})) = [pU(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - F_i - S)]$$

or à l'équilibre, on a :

$$U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(\hat{x})) =$$
$$(1-\lambda(x_i))U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(x_i)) + \lambda(x_i)[pU(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - F_i - S)]$$

on en déduit alors que : $U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(\hat{x})) = U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(x_i))$

ce qui implique que d'après son expression que $\lambda(.) = 0$, ce qui est contradictoire

donc $\lambda(.) < 1$

- Variation de λ en fonction de p :

$$\lambda(x_i) = \frac{U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(x_i)) - U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(\hat{x}))}{U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(x_i)) - [pU(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - F_i - S)]}$$
$$= \frac{U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(x_i)) - U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(\hat{x}))}{[U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(x_i)) - U(W_0 - P - F_i - S)] - p[U(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) - U(W_0 - P - F_i - S)]}$$

Soit :

$$A = U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(x_i)) - U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(\hat{x}))$$
$$B = [U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(x_i)) - U(W_0 - P - F_i - S)]$$
$$C = [U(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) - U(W_0 - P - F_i - S)]$$

alors $\lambda(x_i) = \dfrac{A}{B - pC}$

$$\Leftrightarrow \quad \lambda'(.) = \frac{AC}{[B - pC]^2}$$

$$\Leftrightarrow \lambda'(.) = \frac{\left[U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(x_i)) - U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(\hat{x}))\right]\left[U(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) - U(W_0 - P - F_i - S\right]}{\left[\left[U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(x_i)) - U(W_0 - P - F_i - S)\right] - p\left[U(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) - U(W_0 - P - F_i - S)\right]\right]^2}$$

Or, $\left[U(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) - U(W_0 - P - F_i - S)\right] \geq 0$

et $\left[U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(x_i)) - U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(\hat{x}))\right] \geq 0$

donc : $\lambda'(.) \geq 0$

λ est croissante en fonction de p

$$\lambda'(.) = \frac{AC}{[B - pC]^2}$$

$$\Leftrightarrow \lambda''(.) = \frac{2AC^2[B - p_i C]}{[B - pC]^4} = \frac{2AC^2}{[B - pC]^3}$$

Or, $[B - pC] \geq 0$

donc $\lambda''(.) \geq 0$

$$\lambda(x_i) = \frac{U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(x_i)) - U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(\hat{x}))}{U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(x_i)) - \left[pU(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - F_i - S)\right]}$$

Lorsque $p = 0, F_i = 0$

$$\lambda(x_i) = \frac{U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(x_i)) - U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(\hat{x}))}{U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(x_i)) - \left[U(W_0 - P - S)\right]} = \lambda_{min} > 0$$

Lorsque $p = 1, F_i = Max\{\alpha x_i\} = \alpha x_n$

$$\lambda(x_n) = \frac{U(W_0 - P - \alpha x_n + I_{\overline{A}}(x_n)) - U(W_0 - P - \alpha x_n + I_{\overline{A}}(\hat{x}))}{U(W_0 - P - \alpha x_n + I_{\overline{A}}(x_n)) - \left[U(W_0 - P - \alpha x_n - S)\right]} = \lambda_{max} < 1$$

Annexe 5.5.

Preuve de la proposition 4 :

i) Différence entre probabilité d'audit avec et sans falsification :

- en cas de falsification (F) :

$$\lambda(x_i) = \frac{U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(x_i)) - U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(\hat{x}))}{U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(x_i)) - \left[pU(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - F_i - S)\right]} = \lambda_F$$

- en cas de non falsification (NF) :

$$\lambda(x_i) = \frac{U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(x_i)) - U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(\hat{x}))}{U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(x_i)) - U(W_0 - P - S)} = \lambda_{NF}$$

La fonction d'utilité U étant CARA avec $\frac{U''}{U'} = A$ avec $A < 0$

$$\mathrm{Log}U' = At + K$$
$$\Leftrightarrow U' = \exp(At + K) = \exp At.\exp K = B'\exp(At)$$
$$\Leftrightarrow U = -\frac{B'}{A}\exp(At) + C$$
$$\Leftrightarrow U(t) = C + B\exp(At) \quad \text{avec} \quad B < 0, A < 0 \text{ et } C > 0$$

Montrons que pour une fonction U CARA on a :

$$\frac{U(X - F_i) - U(Y - F_i)}{U(X - F_i) - pU(Z - F_i) - (1-p)U(T - F_i)} = \frac{U(X) - U(Y)}{U(X) - pU(Z) - (1-p)U(T)}$$

$$U(X) = C + B\exp(AX)$$
$$\Leftrightarrow U(X) - U(Y) = C + B\exp(AX) - C - B\exp(AY)$$
$$\Leftrightarrow U(X) - U(Y) = B\left[\exp(AX) - \exp(AY)\right]$$
$$\text{et } U(X) - pU(Z) - (1-p)U(T) = C + B\exp(AX) - p\left[C + B\exp(AZ)\right] - (1-p)\left[C + B\exp(AT)\right]$$
$$= B\left[\exp(AX) - p\exp(AZ) - (1-p)\exp(AT)\right]$$
$$\Leftrightarrow \frac{U(X) - U(Y)}{U(X) - pU(Z) - (1-p)U(T)} = \frac{\exp(AX) - \exp(AY)}{\exp(AX) - p\exp(AZ) - (1-p)\exp(AT)}$$

D'autre part on a :

$$U(X-F_i) = C + B\exp(AX)\exp(-AF_i)$$
$$\Leftrightarrow U(X-F_i) - U(Y-F_i) = C + B\exp(AX)\exp(-AF_i) - C - B\exp(AY)\exp(-AF_i)$$
$$\Leftrightarrow U(X-F_i) - U(Y-F_i) = B\exp(-AF_i)\left[\exp(AX) - \exp(AY)\right]$$
$$\text{et } U(X-F_i) - pU(Z-F_i) - (1-p)U(T-F_i) = C + B\exp(AX)\exp(-AF_i) - p\left[C + B\exp(AZ)\exp(-AF_i)\right]$$
$$-(1-p)\left[C + B\exp(AT)\exp(-AF_i)\right]$$
$$= B\exp(-AF_i)\left[\exp(AX) - p\exp(AZ) - (1-p)\exp(AT)\right]$$
$$\text{D'où : } \frac{U(X-F_i) - U(Y-F_i)}{U(X-F_i) - pU(Z-F_i) - (1-p)U(T-F_i)} = \frac{B\exp(-AF_i)\left[\exp(AX) - \exp(AY)\right]}{B\exp(-AF_i)\left[\exp(AX) - p\exp(AZ) - (1-p)\exp(AT)\right]}$$
$$\Leftrightarrow \frac{U(X-F_i) - U(Y-F_i)}{U(X-F_i) - pU(Z-F_i) - (1-p)U(T-F_i)} = \frac{U(X) - U(Y)}{U(X) - pU(Z) - (1-p)U(T)}$$

D'après ce qui précède on peut écrire :

$$\frac{U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(x_i)) - U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(\hat{x}))}{U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(x_i)) - \left[pU(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - F_i - S_L)\right]} =$$
$$\frac{U(W_0 - P + I_{\bar{A}}(x_i)) - U(W_0 - P + I_{\bar{A}}(\hat{x}))}{U(W_0 - P + I_{\bar{A}}(x_i)) - \left[pU(W_0 - P + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - S_L)\right]}$$

$$\left[pU(W_0 - P + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - S)\right] > U(W_0 - P - S)$$
$$\Leftrightarrow -\left[pU(W_0 - P + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - S)\right] < -U(W_0 - P - S)$$
$$\Leftrightarrow U(W_0 - P + I_{\bar{A}}(x_i)) - \left[pU(W_0 - P + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - S)\right] <$$
$$U(W_0 - P + I_{\bar{A}}(x_i)) - U(W_0 - P - S)$$
$$\Leftrightarrow \frac{1}{U(W_0 - P + I_{\bar{A}}(x_i)) - \left[pU(W_0 - P + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - S)\right]} >$$
$$\frac{1}{U(W_0 - P + I_{\bar{A}}(x_i)) - U(W_0 - P - S)}$$
$$\Leftrightarrow \frac{U(W_0 - P + I_{\bar{A}}(x_i)) - U(W_0 - P + I_{\bar{A}}(\hat{x}))}{U(W_0 - P + I_{\bar{A}}(x_i)) - \left[pU(W_0 - P + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - S)\right]} >$$
$$\frac{U(W_0 - P + I_{\bar{A}}(x_i)) - U(W_0 - P + I_{\bar{A}}(\hat{x}))}{U(W_0 - P + I_{\bar{A}}(x_i)) - U(W_0 - P - S)}$$
$$\Leftrightarrow \frac{U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(x_i)) - U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(\hat{x}))}{U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(x_i)) - \left[pU(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - F_i - S)\right]} >$$
$$\frac{U(W_0 - P + I_{\bar{A}}(x_i)) - U(W_0 - P + I_{\bar{A}}(\hat{x}))}{U(W_0 - P + I_{\bar{A}}(x_i)) - U(W_0 - P - S)}$$

or :

$$\Leftrightarrow \lambda_F(x_i) > \lambda_{NF}(x_i) \quad \text{pour} \quad \text{tout } x_i \in X$$

ii) Variation de la probabilité d'audit en fonction de la sanction S :

$$\frac{\partial\lambda_{NF}}{\partial S}=\frac{-\left[U(W_0-P+I_{\overline{A}i})-U(W_0-P+I_{\overline{A}}(\hat{x}))\right]U'(W_0-P-S)}{\left[U(W_0-P+I_{\overline{A}i})-U(W_0-P-S)\right]^2}<0$$

$$\frac{\partial\lambda_{F}}{\partial S}=\frac{-\left[U(W_0-P-F_i+I_{\overline{A}}(x_i))-U(W_0-P-F_i+I_{\overline{A}}(\hat{x}))\right](1-p)U'(W_0-P-F_i-S)}{\left[U(W_0-P-F_i+I_{\overline{A}}(x_i))-\left[pU(W_0-P-F_i+I_A(x_i))+(1-p)U(W_0-P-F_i-S)\right]\right]^2}<0$$

Lorsque U est CARA :

$$\frac{U(X)-U(Y)}{\left[U(X)-U(T)\right]^2}=\frac{B\left[\exp(AX)-\exp(AY)\right]}{B^2\left[\exp(AX)-\exp(AT)\right]^2}$$

$$\Leftrightarrow\frac{\left[U(X)-U(Y)\right]U'(T)}{\left[U(X)-U(T)\right]^2}=\frac{B\left[\exp(AX)-\exp(AY)\right]A.B\exp(AT)}{B^2\left[\exp(AX)-p\exp(AZ)-(1-p)\exp(AT)\right]^2}$$

$$=\frac{A\exp(AT)\left[\exp(AX)-\exp(AY)\right]}{\left[\exp(AX)-\exp(AT)\right]^2}$$

car :

$$U(T)=C+B\exp(AT)$$

$$\Leftrightarrow U'(T-F_i)=AB\exp(AT)$$

d'autre part :

$$\frac{U(X-F_i)-U(Y-F_i)}{U(X-F_i)-pU(Z-F_i)-(1-p)U(T-F_i)}=\frac{B\exp(-AF_i)\left[\exp(AX)-\exp(AY)\right]}{B\exp(-AF_i)\left[\exp(AX)-p\exp(AZ)-(1-p)\exp(AT)\right]}$$

$$\Leftrightarrow\frac{U(X-F_i)-U(Y-F_i)}{\left[U(X-F_i)-pU(Z-F_i)-(1-p)U(T-F_i)\right]^2}=\frac{B\exp(-AF_i)\left[\exp(AX)-\exp(AY)\right]}{\left[B\exp(-AF_i)\right]^2\left[\exp(AX)-p\exp(AZ)-(1-p)\exp(AT)\right]^2}$$

$$=\frac{\left[\exp(AX)-\exp(AY)\right]}{B\exp(-AF_i)\left[\exp(AX)-p\exp(AZ)-(1-p)\exp(AT)\right]^2}$$

De plus on a :

$$U(T-F_i)=C+B\exp(AT-AF_i)$$

$$\Leftrightarrow U'(T-F_i)=AB\exp(AT)\exp(-AF_i)$$

donc :

$$\frac{\left[U(X-F_i)-U(Y-F_i)\right](1-p)U'(T-F_i)}{\left[U(X-F_i)-pU(Z-F_i)-(1-p)U(T-F_i)\right]^2}=\frac{\left[\exp(AX)-\exp(AY)\right](1-p)AB\exp(AT)\exp(-AF_i)}{B\exp(-AF_i)\left[\exp(AX)-p\exp(AZ)-(1-p)\exp(AT)\right]^2}$$

$$=\frac{\left[\exp(AX)-\exp(AY)\right](1-p)A\exp(AT)}{\left[\exp(AX)-p\exp(AZ)-(1-p)\exp(AT)\right]^2}$$

Il s'agit donc de comparer :

$$\left\{\frac{A\exp(AT)\left[\exp(AX)-\exp(AY)\right]}{\left[\exp(AX)-\exp(AT)\right]^2}\right\}\text{et}\left\{\frac{\left[\exp(AX)-\exp(AY)\right](1-p)A\exp(AT)}{\left[\exp(AX)-p\exp(AZ)-(1-p)\exp(AT)\right]^2}\right\}$$

puisque A<0 alors on conclut que :

$$\left|\frac{A\exp(AT)[\exp(AX)-\exp(AY)]}{[\exp(AX)-\exp(AT)]^2}\right| < \left|\frac{[\exp(AX)-\exp(AY)]A\exp(AT)}{[\exp(AX)-p\exp(AZ)-(1-p)\exp(AT)]^2}\right|$$

en effet : $\exp(AX)-\exp(AT) > \exp(AX)-p\exp(AZ)-(1-p)\exp(AT)$

$$[\exp(AX)-\exp(AT)]^2 > [\exp(AX)-p\exp(AZ)-(1-p)\exp(AT)]^2$$

$$\frac{\exp(AT)[\exp(AX)-\exp(AY)]}{[\exp(AX)-\exp(AT)]^2} < \frac{[\exp(AX)-\exp(AY)]\exp(AT)}{[\exp(AX)-p\exp(AZ)-(1-p)\exp(AT)]^2}$$

<u>1er cas :</u>

pour avoir : $\left|\frac{A\exp(AT)[\exp(AX)-\exp(AY)]}{[\exp(AX)-\exp(AT)]^2}\right| > \left|\frac{(1-p)[\exp(AX)-\exp(AY)]A\exp(AT)}{[\exp(AX)-p\exp(AZ)-(1-p)\exp(AT)]^2}\right|$

il faut que : $(1-p) < \dfrac{\left|\frac{A\exp(AT)[\exp(AX)-\exp(AY)]}{[\exp(AX)-\exp(AT)]^2}\right|}{\left|\frac{[\exp(AX)-\exp(AY)]A\exp(AT)}{[\exp(AX)-p\exp(AZ)-(1-p)\exp(AT)]^2}\right|}$

$$\Leftrightarrow (1-p) < \frac{\left|[\exp(AX)-p\exp(AZ)-(1-p)\exp(AT)]^2\right|}{\left|[\exp(AX)-\exp(AT)]^2\right|}$$

$$\Leftrightarrow (1-p) < \frac{[\exp(AX)-p\exp(AZ)-(1-p)\exp(AT)]^2}{[\exp(AX)-\exp(AT)]^2}$$

$$\Leftrightarrow p > 1-\frac{[\exp(AX)-p\exp(AZ)-(1-p)\exp(AT)]^2}{[\exp(AX)-\exp(AT)]^2}$$

<u>2ème cas :</u>

pour avoir $\left|\frac{A\exp(AT)[\exp(AX)-\exp(AY)]}{[\exp(AX)-\exp(AT)]^2}\right| < \left|\frac{(1-p)[\exp(AX)-\exp(AY)]A\exp(AT)}{[\exp(AX)-p\exp(AZ)-(1-p)\exp(AT)]^2}\right|$

il faut que : $(1-p) > \dfrac{\left|\frac{A\exp(AT)[\exp(AX)-\exp(AY)]}{[\exp(AX)-\exp(AT)]^2}\right|}{\left|\frac{[\exp(AX)-\exp(AY)]A\exp(AT)}{[\exp(AX)-p\exp(AZ)-(1-p)\exp(AT)]^2}\right|}$

$$\Leftrightarrow (1-p) > \frac{\left|\left[\exp(AX) - p\exp(AZ) - (1-p)\exp(AT)\right]^2\right|}{\left|\left[\exp(AX) - \exp(AT)\right]^2\right|}$$

$$\Leftrightarrow (1-p) > \frac{\left[\exp(AX) - p\exp(AZ) - (1-p)\exp(AT)\right]^2}{\left[\exp(AX) - \exp(AT)\right]^2}$$

$$\Leftrightarrow p < 1 - \frac{\left[\exp(AX) - p\exp(AZ) - (1-p)\exp(AT)\right]^2}{\left[\exp(AX) - \exp(AT)\right]^2}$$

Appliquons cette conclusion à notre cas :

<u>1er cas :</u>

pour avoir

$$\frac{\left[U(W_0 - P + I_{\overline{A}i}) - U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(\hat{x}))\right]U'(W_0 - P - S)}{\left[U(W_0 - P + I_{\overline{A}i}) - U(W_0 - P - S)\right]^2} >$$
$$\frac{\left[U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(x_i)) - U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(\hat{x}))\right](1-p)U'(W_0 - P - F_i - S)}{\left[U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(x_i)) - \left[pU(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - F_i - S)\right]\right]^2}$$

or :

$$\frac{\left[U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(x_i)) - U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(\hat{x}))\right](1-p)U'(W_0 - P - F_i - S)}{\left[U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(x_i)) - \left[pU(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - F_i - S)\right]\right]^2} =$$
$$\frac{\left[U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(x_i)) - U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(\hat{x}))\right](1-p)U'(W_0 - P - S)}{\left[U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(x_i)) - \left[pU(W_0 - P + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - S)\right]\right]^2}$$

donc pour avoir :

$$\frac{\left[U(W_0 - P + I_{\overline{A}i}) - U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(\hat{x}))\right]U'(W_0 - P - S)}{\left[U(W_0 - P + I_{\overline{A}i}) - U(W_0 - P - S)\right]^2} >$$
$$\frac{\left[U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(x_i)) - U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(\hat{x}))\right](1-p)U'(W_0 - P - S)}{\left[U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(x_i)) - \left[pU(W_0 - P + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - S)\right]\right]^2}$$

Il faut que :

$$p > 1 - \frac{\left[U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(x_i)) - \left[pU(W_0 - P + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - S)\right]\right]^2}{\left[U(W_0 - P + I_{\overline{A}i}) - U(W_0 - P - S)\right]^2}$$

<u>2ème cas :</u>

pour avoir

$$\frac{\left[U(W_0 - P + I_{\overline{A}i}) - U(W_0 - P + I_{\overline{A}}(\hat{x}))\right]U'(W_0 - P - S)}{\left[U(W_0 - P + I_{\overline{A}i}) - U(W_0 - P - S)\right]^2} <$$
$$\frac{\left[U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(x_i)) - U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(\hat{x}))\right](1-p)U'(W_0 - P - F_i - S)}{\left[U(W_0 - P - F_i + I_{\overline{A}}(x_i)) - \left[pU(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - F_i - S)\right]\right]^2}$$

Il faut que :

$$p < 1 - \frac{\left[U(W_0 - P + I_{\bar{A}}(x_i)) - \left[pU(W_0 - P + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - S)\right]\right]^2}{\left[U(W_0 - P + I_{\bar{A}i}) - U(W_0 - P - S)\right]^2}$$

De plus :

$$\frac{\lambda_F}{\lambda_{NF}} = \frac{\dfrac{U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(x_i)) - U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(\hat{x}))}{U(W_0 - P - F_i + I_{\bar{A}}(x_i)) - \left[pU(W_0 - P - F_i + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - F_i - S)\right]}}{\dfrac{U(W_0 - P + I_{\bar{A}}(x_i)) - U(W_0 - P + I_{\bar{A}}(\hat{x}))}{U(W_0 - P + I_{\bar{A}}(x_i)) - U(W_0 - P - S)}}$$

Pour U CARA :

$$\frac{\dfrac{U(X - F_i) - U(Y - F_i)}{U(X - F_i) - pU(Z - F_i) - (1-p)U(T - F_i)}}{\dfrac{U(X) - U(Y)}{U(X) - U(T)}} = \frac{\dfrac{U(X) - U(Y)}{U(X) - pU(Z) - (1-p)U(T)}}{\dfrac{U(X) - U(Y)}{U(X) - U(T)}}$$

$$= \frac{U(X) - U(T)}{U(X) - pU(Z) - (1-p)U(T)}$$

Alors :

$$\frac{\lambda_F}{\lambda_{NF}} = \frac{U(W_0 - P + I_{\bar{A}}(x_i)) - U(W_0 - P - S)}{U(W_0 - P + I_{\bar{A}}(x_i)) - \left[pU(W_0 - P + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - S)\right]}$$

et

$$\frac{\lambda_{NF}}{\lambda_F} = \frac{U(W_0 - P + I_{\bar{A}}(x_i)) - \left[pU(W_0 - P + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - S)\right]}{U(W_0 - P + I_{\bar{A}}(x_i)) - U(W_0 - P - S)}$$

$$\left(\frac{\lambda_{NF}}{\lambda_F}\right)^2 = \frac{\left[U(W_0 - P + I_{\bar{A}}(x_i)) - \left[pU(W_0 - P + I_A(x_i)) + (1-p)U(W_0 - P - S)\right]\right]^2}{\left[U(W_0 - P + I_{\bar{A}}(x_i)) - U(W_0 - P - S)\right]^2}$$

Conclusion :

i) $\dfrac{\partial \lambda_{NF}}{\partial S} < \dfrac{\partial \lambda_F}{\partial S}$ ssi $p > 1 - \left(\dfrac{\lambda_{NF}}{\lambda_F}\right)^2$

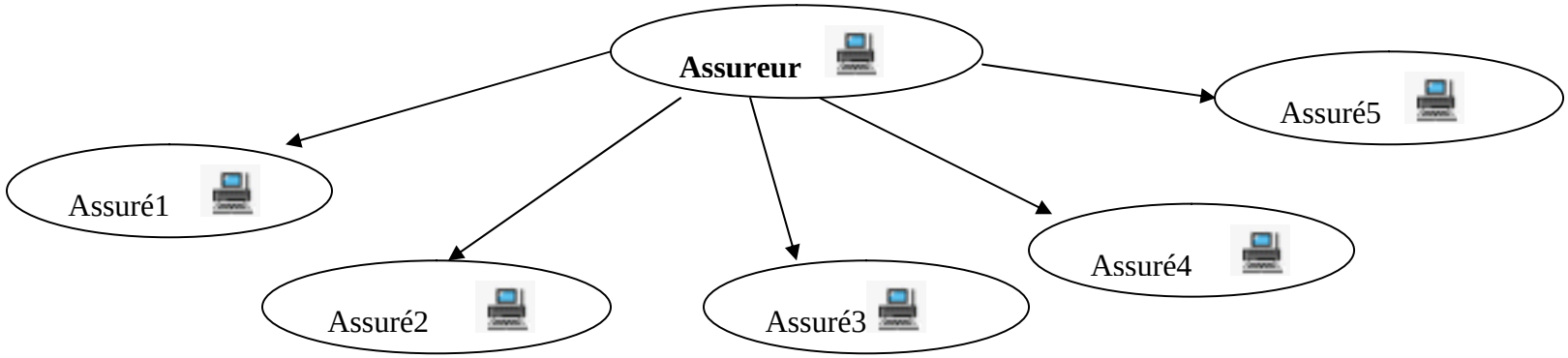
ii) $\dfrac{\partial \lambda_{NF}}{\partial S} > \dfrac{\partial \lambda_F}{\partial S}$ ssi $p < 1 - \left(\dfrac{\lambda_{NF}}{\lambda_F}\right)^2$

Annexe 5.6.

Instructions :

Vous participez à une expérimentation en économie. Lors de cette session, vous allez gagner une certaine somme d'argent. Vos gains dépendent de vos décisions. Cette rémunération comprend deux éléments : une participation forfaitaire de 8€ à laquelle s'ajoute une prime liée à votre performance. Cette prime est proportionnelle à la moyenne des capitaux détenus à la fin de chaque période. Les gains finaux seront compris entre 10€ et 20€.

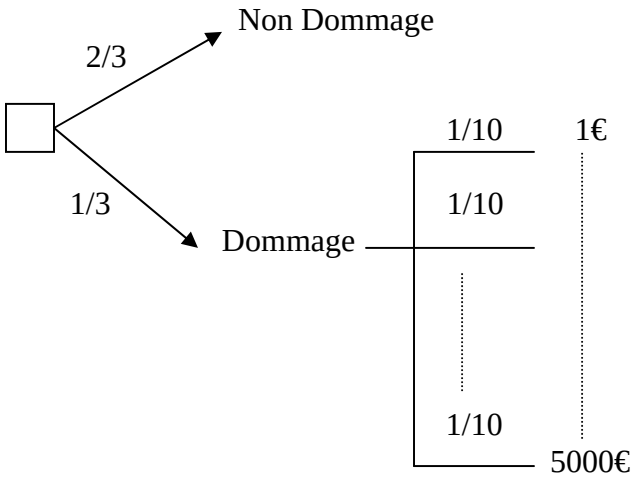
Cette session comprend 17 périodes. Votre groupe est composé de 6 participants : un assureur et 5 assurés



Les rôles d'assureur ou d'assuré seront affectés aléatoirement. Vous garderez les mêmes rôles et vous jouerez avec les mêmes personnes durant ces 17 périodes.

Les assurés : On suppose que vous êtes propriétaire d'un bien d'une valeur de 5000€. Vous êtes ainsi confronté à des situations de risques qui vous obligent à souscrire auprès de votre assureur, et contre paiement d'une prime, un contrat d'assurance multirisque qui vous indemnise en cas de dommage.

A chaque période, vous avez une chance sur 3 de subir un dommage dont la valeur est comprise entre 1€ et 5000€. Le schéma suivant illustre les différentes possibilités auxquelles vous serez confrontés.



Vous disposez d'un capital initial de 1000€ à chaque période.
Le contrat d'assurance qu'on vous propose est l'assurance complète : l'assureur vous rembourse le montant de dommage exact que vous avez subi.
Pour être assuré, vous devez payer une prime de 600€ à chaque période.
Une fois le dommage survenu, vous devez déclarer cette perte à l'assureur. Vous avez la possibilité de frauder de deux manières différentes : soit vous déclarez un dommage qui n'a jamais eu lieu (par exemple, votre dommage est nul et vous déclarez 1500€) soit vous augmentez le montant du dommage subi (par exemple votre dommage est de 100€ et vous déclarez 4000€)
Attention : votre déclaration ne doit pas dépasser 5000€ [la valeur du bien assuré], elle doit être comprise entre 1€ et 5000€.

En plus, vous avez la possibilité d'investir dans une activité de falsification, afin de rendre le contrôle plus difficile. Avec une dépense de falsification, l'assuré fraudeur, réduit ses chances d'être pris par l'assureur en cas de contrôle.
Ainsi, au début de chaque période on vous demande si vous voulez supporter des frais de falsification, qui dépendent de votre déclaration. Si vous acceptez cette dépense, il n'y aura que p chance d'être pris par l'assureur, si jamais vous êtes contrôlé. (p vous sera communiqué à chaque fois)

Attention : il est illogique de falsifier sans frauder; (la falsification sert à diminuer la chance de détection de la fraude).

L'assureur : Vous êtes un assureur de cinq clients. Vous disposez d'un capital initial de 3000€. Vous devez rembourser les dommages déclarés par les assurés et en contre partie vous recevez les primes d'assurance soit 3000€ (5*600).
Sachant que les assurés peuvent frauder, vous avez la possibilité de les contrôler. Autrement dit vous pouvez vérifier si la déclaration faite par l'assuré correspond bien à son dommage réel. Toutefois cette procédure de contrôle est coûteuse. Le coût de vérification est dépendant de l'ampleur du dommage déclaré :

Coût d'audit	**40€**	**80€**
Déclaration	< 1000€	=1000€

(Attention : il est inutile de contrôler une déclaration nulle)

En cas de détection de la fraude vous pouvez sanctionner l'assuré fraudeur : vous ne lui remboursez pas sa perte et vous lui faites payer une amende en plus :

Déclaration	< 1000€	=1000€
Amende	**50€**	**200€**

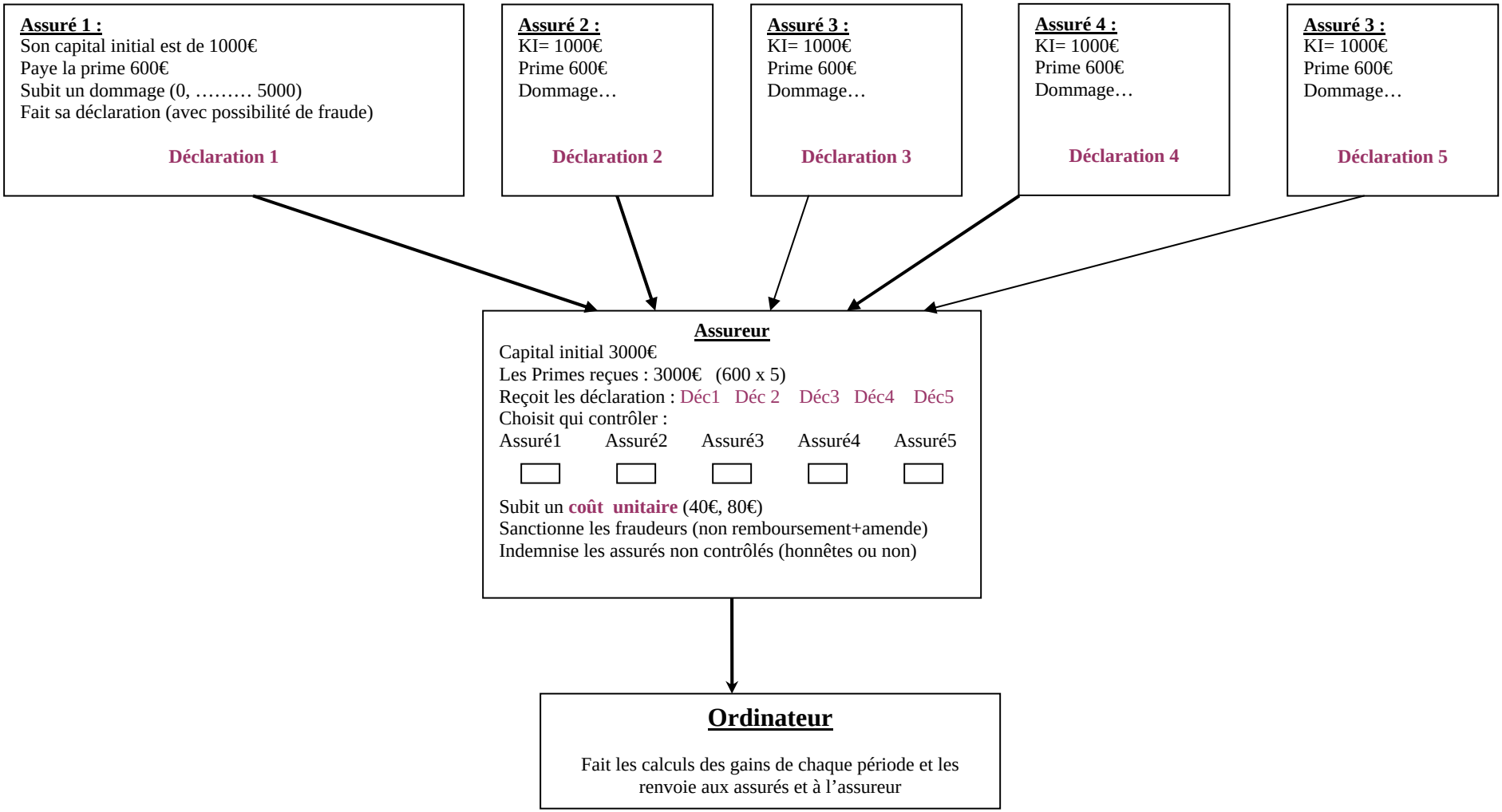
Objectif de chaque période :

Au début de la session, l'ordinateur vous affecte aléatoirement l'un des deux rôles (assuré ou assureur).
Pour les assurés, au début de chaque période, vous devez payer la prime d'assurance (600€), et l'ordinateur vous indique le dommage que vous avez subi. Vous choisissez au début de falsifier ou pas, ensuite, vous devez effectuer votre déclaration de sinistre.
Votre déclaration est susceptible d'être contrôlée par votre assureur.

- Si vous êtes fraudeur et que votre assureur vous a contrôlé, vous avez p chance d'être sanctionné (détecté).
- Si vous êtes fraudeur et non contrôlé vous recevrez l'indemnité correspondante à votre déclaration et aucune pénalité ne vous sera appliquée.
- Si vous êtes honnête, vous recevrez votre indemnité d'assurance (remboursement de votre dommage) + **un bonus** (50€)

Pour l'assureur, au début de chaque période vous recevez les déclarations de sinistre des cinq assurés. Vous décidez de menez les contrôles qui vous paraissent pertinents. Afin de vérifier si les déclarations correspondent bien aux dommages effectifs, vous pouvez contrôler de 0 à 5 assurés. N'oubliez pas que pour chaque contrôle vous supportez un coût.

Déroulement de la session :



NB : Lors du déroulement de l'expérience, l'expérimentateur est incapable d'observer vos comportements. En effet, suite au tirage au sort, il ne sait pas identifier, qui est assureur, qui est assuré n°1, n°2, ect...

Il est interdit de communiquer durant la totalité de la session expérimentale. Si vous avez des questions concernant ces instructions, nous vous remercions de lever la main ; nous viendrons répondre en privé à vos questions.
Merci pour votre participation.

Pour vous familiariser avec les instructions, commençons par l'exemple suivant :

Ecran de l'assuré :

Now playing round N° 1

Vous êtes un assuré
Vous disposez d'un capital initial de 1000 € pour vous assurer
Vous devez payer une prime de 600€
Vous avez subi un sinistre de 100 €
Voulez vous supporter des frais de falsification pour avoir uniquement 1 chance sur 2 d'être pris par l'assureur ?

oui **Non**

Feed-back Information :

Période	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17
Capital initial	1000	1000															
Prime	600	600															
Dommage	100																
Frais de falsification	30																
Déclaration	300																
Indemnité	300																
Sanction	350																
Gain final	250																
Contrôlé	OUI																

Indemnité = déclaration

Sanction =non indemnité + Amende **(si contrôle)**
Sanction = 0 **(si non contrôle)**

Gain final = Capital initial – perte – prime + indemnité – sanction

Si vous étiez contrôlé par l'assureur « **OUI** », sinon, « **NON** »

Ecran de l'Assuré :

Now playing round N° 1

Vous êtes un assuré
Vous disposez d'un capital initial de 1000 € pour vous assurer
Vous devez payer une prime de 600€
Vous avez subi un sinistre de 100 €
Tapez le montant de votre déclaration de sinistre et validez par OK

300 **OK**

Feed-back Information :

Période	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**	**7**	**8**	**9**	**10**	**11**	**12**	**13**	**14**	**15**	**16**	**17**
Capital initial	**1000**	**1000**															
Prime	**600**	**600**															
Dommage	**100**																
Déclaration	**300**																
Indemnité	**300**																
Amende	**350**																
Gain final	**250**																
Contrôlé	**OUI**																

Indemnité = déclaration

Sanction =non indemnité + Amende **(si contrôle)**
Sanction = 0 **(si non contrôle)**

Gain final = Capital initial – perte – prime + indemnité – sanction

Si vous étiez contrôlé par l'assureur « **OUI** », sinon, « **NON** »

Ecran de l'assureur :

Now playing round N°1

Vous êtes un Assureur
* Patientez SVP

Feed-back Information :

Période	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17
Capital initial	3000																
Primes obtenues	3000																
Indemnités payées																	
Coût de contrôle																	
Amendes obtenues																	
Gain final																	
Assuré1-Fraudeur																	
Assuré2-Fraudeur																	
Assuré3-Fraudeur																	
Assuré4-Fraudeur																	
Assuré5-Fraudeur																	

Σ Primes : 5*600=3000

Gain de la période= Cap initial+Primes-Cout-Indemnités+amendes

Ecran de l'assureur :

Now playing round N°1

L'assuré1 a déclaré 300€
L'assuré2 a déclaré 0€
L'assuré3 a déclaré 100€
L'assuré4 a déclaré 3250€
L'assuré5 a déclaré 0€

N°2…..N°3….N°4……. N°5

Le coût de contrôle = 40€ si la déclaration <1000 et coût de contrôle = 80€ si la déclaration >= 1000€

* Voulez vous contrôler l'assuré **N°1** ?

Oui **Non**

Feed-back Information :

Période	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17
Capital initial	3000																
Primes obtenues	3000																
Indemnités payées	**3650**																
Coût de contrôle	**160**																
Amendes obtenues	**350**																
Gain final	**2540**																
Assuré1-Fraudeur	Oui																
Assuré2-Fraudeur	Non																
Assuré3-Fraudeur	Non																
Assuré4-Fraudeur	Non																
Assuré5-Fraudeur	Non																

3650= 300+100+3250

160=40+40+80

Il y a un seul fraudeur : AssuréN°1
Sanction= non indem+Amende=300+50

2540= 3000+3000-3650-160+350

Si l'assuré est fraudeur « Oui », s'il n'est pas fraudeur « Non »

Conclusion générale

L'objectif de cette thèse consiste à analyser dans un contexte de fraude à l'assurance avec possibilité d'audit coûteux, les stratégies et les comportements individuels des assureurs et des assurés. Pour atteindre notre but, et répondre aux questions de notre problématique, nous avons procédé à une approche expérimentale combinant les trois parties suivantes:

♣ L'analyse théorique: Il s'est agi de formuler le problème de fraude et d'audit à l'aide d'un modèle théorique, décrivant les différentes stratégies des assureurs et des assurés, et visant à caractériser les termes du contrat d'assurance optimal pour dissuader les comportements frauduleux et induire des comportements honnêtes. Notre apport théorique, par rapport à la littérature existante, a consisté dans un premier temps, à comparer les deux formes d'audit, l'audit aléatoire parfait et l'audit systématique probabiliste. La question centrale qui a orienté notre recherche a été la suivante : faut-il mener un audit aléatoire de très bonne qualité ou un audit déterministe de qualité moindre ? Nous avons trouvé que l'audit aléatoire domine l'audit déterministe, du côté de l'assureur, car le coût par audit est moindre et du côté de l'assuré parce que cela produit un effet dissuasif plus important. En second lieu, notre approche théorique a visé à introduire dans cette analyse la possibilité pour l'assuré d'investir en frais de falsification (fraude coûteuse). Cette activité a pour but de rendre l'activité d'audit plus difficile. Par conséquent, l'assureur n'est plus toujours capable de détecter la fraude avec certitude. Il est possible que l'assuré passe entre les mailles du filet et échappe à la sanction imposée par l'assureur pour pénaliser les fraudeurs. L'étude de l'audit aléatoire imparfait dû à la falsification des dommages s'est fondée sur la confrontation des deux paradigmes suivants : « état de vérification coûteuse » et « état de falsification coûteuse ». Pour la version d'audit aléatoire parfait, à l'équilibre i) l'indemnité d'assurance doit être plus généreuse en cas de vérification des déclarations honnêtes ; ii) la probabilité d'audit est croissante en fonction de l'indemnité d'assurance ; iii) le contrat de franchise est optimal en cas de non audit, la franchise étant croissante avec l'ampleur de la fraude. Lorsque l'audit est imparfait, i) le contrat d'assurance génère toujours un taux de fraude lorsque la falsification des dommages est possible ; ii) il est de l'intérêt de l'assureur de payer des indemnités plus généreuses en cas d'audit, pour pouvoir accroître les chances de détection de la fraude ; iii) et finalement, la probabilité d'audit doit être croissante en fonction de l'indemnité d'assurance et de la probabilité d'imperfection de l'audit.

Enfin, pour les deux versions de l'audit, l'assureur peut menacer les fraudeurs par une sanction très sévère qu'il associe à un audit moins fréquent. Ce dernier doit être suffisant pour que personne ne se sente totalement à l'abris du contrôle. Néanmoins, cette politique est moins crédible quand l'audit est imparfait. La comparaison des deux optiques amène à conclure que l'audit doit être plus fréquent lorsqu'il est possible pour l'assuré d'investir en frais de falsification.

♣ L'expérience : Nous avons mené une expérimentation en laboratoire visant à valider ou rejeter les prédictions théoriques. L'originalité de ce travail a consisté à étudier les comportements individuels dans des conditions contrôlées par l'expérimentateur. Notons que toutes les études empiriques traitant la fraude, s'intéressent à analyser les bases de données des compagnies d'assurances et visent à cerner et quantifier ce phénomène dans ce secteur. Sur ce sujet, la confidentialité des données est très stricte, d'une part pour conserver l'image de marque de la compagnie, et d'autre part, parce que la circulation des informations se fait entre les compagnies elles mêmes et n'est pas mise à la disposition du public. La difficulté, voire l'impossibilité d'accéder à ces données pour réaliser une étude empirique, nous a poussé à recourir à l'économie expérimentale. D'un autre côté, les observations expérimentales permettent en plus de la validation des prédictions théoriques, la mise en évidence des régularités comportementales et l'exploration des situations non prédites par la théorie.
Dans cette partie, nous avons présenté le protocole expérimental, décrivant l'environnement utilisé, le mode de recrutement des participants, la procédure de rémunération, le déroulement et les objectifs des sessions. A cette étape descriptive, nous joignons une partie analytique, assurant une certaine cohérence entre la réalité expérimentale et les propriétés théoriques. A travers les résultats de l'expérimentation, l'observation des comportements individuels permet d'exclure ou de valider les propositions du modèle. Cette synthèse a pour but d'extraire les explications nécessaires pour mettre en évidence les choix décisionnels des participants. Ceci peut servir à élaborer les modèles économétriques et à classer les données, afin d'effectuer les tests statistiques.

♣ L'exploitation statistique des résultats : Nous nous sommes efforcé de valider les résultats expérimentaux à l'aide de tests non – paramétriques. Nous avons eu recours à deux parties :

- une analyse agrégée des données : il s'est agi de regrouper les observations pour par exemple expliquer la variation de la fréquence d'audit en fonction du taux de fraude dans l'échantillon, ou encore exprimer le comportement frauduleux en fonction de l'efficacité de l'audit et de la sanction.
- une analyse des données par session : qui a consisté à traiter les observations séparément, pour pouvoir affiner l'analyse et étudier les comportements individuels.

A partir de cette analyse, nous avons pu dégager les cinq conclusions majeures suivantes :

1. L'audit aléatoire parfait domine l'audit déterministe imparfait, dans le sens où le premier permet d'avoir un effet dissuasif plus important.
2. Lorsque la qualité de l'audit se dégrade, il est possible pour l'assureur de recourir à une sanction très sévère pour pouvoir induire des comportements honnêtes de la part des assurés.
3. Le contrat d'assurance, en cas de falsification des dommages (fraude coûteuse), génère toujours un taux de fraude, quelle que soit la stratégie dissuasive de l'assureur.
4. L'assureur a intérêt à payer une indemnité plus généreuse en cas d'audit, d'une part pour récompenser les assurés honnêtes, et d'autre part, pour atténuer l'ampleur de la non détection de la fraude due à l'imperfection de l'audit.
5. L'assureur doit augmenter la fréquence de contrôle en cas de fraude coûteuse, pour pouvoir compenser la mauvaise qualité de l'audit due à la falsification des dommages par les assurés.

De plus, l'analyse des comportements individuels des participants à nos expérimentations nous a permis de joindre à ces cinq points principaux, d'autres conclusions. En effet, nous avons constaté que certains fraudeurs ont essayé, à plusieurs reprises, de récupérer le montant de la prime d'assurance, en gonflant le montant réel du dommage lors des déclarations. Ce point pourrait faire l'objet d'une étude complémentaire. Il est intéressant de mettre l'accent sur les différents paramètres incitatifs à la fraude, telle que la prime d'assurance et la franchise. A l'aide d'un modèle *dynamique*, nous pourrions formuler l'hypothèse suivante : le coût des indemnités payées à la période t, permet de réviser à la période suivante, la prime d'assurance, à la hausse si ce coût augmente, et à la baisse si ce coût diminue. Tester cette

hypothèse par une expérimentation permettra de juger les comportements frauduleux et honnêtes des individus face aux variations des primes d'assurance.

Parallèlement, nous avons considéré dans ce travail, que les coûts d'audit sont fixes. Nous avons observé que certains fraudeurs déclarent de faux sinistres d'un montant légèrement inférieur au coût d'audit, car ils savent que l'audit coûte plus à l'assureur que l'indemnité elle-même. Nous pourrons ainsi, faire varier ces coûts en fonction des efforts fournis, tel que le temps mis pour une investigation. Ceci nous permettra d'étudier l'efficacité de l'audit lorsque les investigations sont plus minutieuses et plus précises. Il importe dans ce cas de faire appel à un troisième agent, incarné par l'auditeur.

D'autre part, pour la partie concernant l'audit imparfait, nous avons toujours supposé avec la falsification des dommages, que l'assureur n'arrive pas à détecter la fraude avec certitude. Cependant, il serait aussi utile d'étudier l'imperfection de l'audit liée au fait de sanctionner un assuré honnête. Il s'agit, d'une autre forme d'erreur d'audit, où la qualité de ce dernier ne permet pas de révéler la bonne information. Il est par conséquent possible, qu'un assuré honnête soit considéré comme un fraudeur, par erreur. Ce risque d'erreur, compte tenu des conséquences commerciales qu'il pourrait avoir, a peut être de fortes implications sur la stratégie d'audit des assureurs.

BIBLIOGRAPHIE

1. Abrahamse, A.F. et S.J. Carroll (1998): « The Frequency of Excessive Claims for Automobile Personal Injuries », in *Automobile Insurance: Road Safety, New Drivers, Risks, Insurance Fraud and Regulation*, G. Dionne and C. Laberge-Nadeau (Eds), Kluwer Academic Publishers
2. Alary, D. and M. Besfamille (2000): «Do Insurance defrauders want to be Punished? », *Working Paper* 2000/08, CREPP
3. Akerloff, G. (1970): «The market for Lemons: Quality Uncertainty and The market Mechanism », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 84, pp. 488-500.
4. Amy K. Choy et Ronald R. King (2003): «An Experimental Investigation of audit decision – making, An evaluation using system – mediated mental models », *Note de recherche Avril23, Université de Washington.*
5. Andreoni, James. (1991) : « Reasonable doubt and the optimal magnitude of fines : shoud the penalty fit the crime ? », *Rand Journal of Economics*, vol.22, N°3, 385-395.
6. Arnott, R. J. (1991): « Maral Hazard and Competitive Insurance Markets », G. Dionne, ed., *Contributions to Insurance Economics* (Norwell, Mass.: Kluwer Academic Publishers), pp. 325-358.
7. Arnott, R. J. and J.E. Stiglitz (1988): « The Basic Analytics of Moral Hazard », *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 90, pp. 383-413.
8. Arrow, K.J. (1971): « On Optimal Insurance Policies », *Essays in The Theory of Risk Bearing*, appendix to essay 8, Markham, Chicago.
9. Arrow, K.J. (1973): « Optimal Insurance and Generalized Deductibles », *Rand Report*.
10. Arrow, K. J. (1974): «Limited information and Economic analysis », *American Economic Review*, Vol. 64, pp. 1-10.
11. Artis, M. Ayuso, M. Guillen, M (1999) : « Modeling Different Types of Automobile Insurance Fraud Behavior in Spanish Market », *Insurance Mathematics and Economics*, vol . 24, pp. 67-81.

12. Artis, M. Ayuso, M. Guillen, M (2002) : « Detection of Automobile Insurance Fraud with Discrete Choice Models and Misclassified Claims », *Journal of Risk and Insurance*, vol.69, N°3, pp. 325-340.
12. Ayuso M. , Guillén M. et Pinquet J. (2006): « Selection bias and auditing policies for insurance claims », *Cahier de recherche N°2006-07,Ecole Polytechnique,CNRS, Laboratoire d'Econométrie*
13. Baiman, S. and J. Demski (1980): « Economically Optimal Performance Evaluation and Control Systems », *Journal Of Accounting Research*, vol. 18, pp. 184-220
14. Baron, D. and D. Besanko (1984): « Regulation, Asymetric Information and auditing », *Rand Journal of Economics*, vol. 15, pp. 447-470.
15. Baron, D. and D. Besanko (1987): « Monitoring, Moral Hazard, Asymetric Information and Risk Sharing in Procurement Contracting », *Rand Journal of Economics*, vol. 18, pp. 509-532.
16. Beaudry, P. and Poitevin, M. (1995): « Competitive Screening in Financial Markets when Borrowers Recontract », *Review of Economic Studies*, vol. 62, pp. 401-423.
17. Becker, Gary S. (1968) : « Crime and punishment : an economic approch », *Journal of Political Economy*, vol.76, 169-217.
18. Belhadji, E.B., Dionne, G., Tarkhani, F. (2000): « A model fort he detection of insurance fraud », *Geneva Papers on Riskand Insurance*, Issues and Practice, 25 October, pp. 517 – 539.
19. Bell et al. (1997): « Auditing Organizations Through a Strategic Systems lens. The KPMG Business Measurement Process », *KPMG Peat Marwick LLP*.
20. Boccard, N. and P. Legros (2002): « Audit Competition in Insurance Oligopolies», *CEPR Working Paper*.
21. Bond, Eric W. and Crocher, Keith J. (1997) : « Hardball and the Soft Touch : The Economics of Optimal Insurance Contracts under Costly State Verification and Endogeneous Monitoring Costs », *Journal of Public Economics*, vol.63, 239-264.
22. Bond, Eric W. and Crocher, Keith J. (1991) : « Smoking skydiving and knitting: the endogenous categorization of risks in insurance markets with asymetric information », *Journal of Political Economy*, vol. 99, pp. 177-200.
23. Border, Kim C. and Sobel, Joel (1987): « Samurai Accountant: a Theory of Auditing and Plunder», *Review of Economic Studies*, vol.54, 525-540.

24. Boyer, M. , Dionne, G. and Kihlstrom, R. (1989) : « Insurance and the Value of Publicly Available Information », in T. Fomby and T.K. Seo, eds., *Studies in the Economics of Uncertainty: Essays in Honor of Josef Hadar* (New York: Springer-Verlag).
25. Boyer, M. (1998): « Over-Compensation as Partial Solution to Commitment and Renegotiation Problem, The Case of Ex post Moral Hazard », *Working Paper 98-04*. Risk Management Chair, HEC-University, Montréal.
26. Boyer, M. (1999): « When is The Proportion of Criminal Elements Irrelevant? A Study of Insurance Fraud When Insurers Cannot Commit », in *Automobile Insurance: Road Safety, New Drivers, Risks, Insurance Fraud and Regulation*, G. Dionne and C. Laberge-Nadeau (Eds), Kluwer Academic Publishers
27. Boyer, M. (2000): « Centralizing Insurance Fraud Investigation », *The Geneva Papers on Risk and Insurance Theory*, vol. 25, pp. 159-178.
28. Boyer, M. (2001): « Contracting under Ex post Moral Hazard and Non-Commitment », *CIRANO Scientific Series* n°2001-30.
29. Boyer, M. (2001a): « Mitigating Insurance Fraud: Lump-Sum Awards, Premium Subsidies and Indemnity Taxes », *Journal of Risk and Insurance*, vol. 68, pp. 403-436.
30. Boyer, M. (2003): « Contracting under Ex post Moral Hazard, Costly Auditing and Principal Non-Commitment », *Review of Economic Design*, vol.8, pp. 1-38.
31. Boyer, M. and Schiller, J. (2003): "Merging Automobile Insurance Regulatory Bodies: The case of Atlantic Canada », *CIRANO Scientific Series*, N°2003s-70, Décembre 2003.
32. Boyd, J.H. and B.D. Smith (1993): « The Equilibrium Allocation of Investment Capital in The Presence of Adverse Selection and Costly State Verification », *Economic Theory*, vol. 3, pp. 427-451.
33. Boyd, J.H. and B.D. Smith (1994): « How Good are Standard Debt Contracts? Stochastic Versus Nonstochastic Monitoring in a Costly State Verification Environment », *The Journal of Business*, vol. 67, 539-561.
34. Brockett, P. L. , X. Xia and R. Derrig (1998): «Using Kohonen's Self Organization Feauture Map to Uncover Automobile Bodily Injury Claims Fraud », *Journal of Risk and Insurance*, vol. 65, pp. 245-274.

35. Brockett, P.L., Derrig, R.A., Golden, L.L., Levine, A., Alpert, M. (2002): « Fraud classification using principal component analysis of RIDITs », *Journal of Risk and Insurance*, volume 69, pp. 341 – 372.
36. Caillaud, B., B. Julien and P. Picard (1993): «Competing vertical structures: Precommitment and renegotiation », *Econometrica*, vol. 63, N°3, pp. 621-646.
37. Carassus D. et Cormier D. (2002) : « Etude empirique du risque de fraude comme objet d'analyse de l'audit externe légal ». Institut d'Administration des Entreprises – C.R.E.G., Université de Pau et des pays d'Adour, et Université du Québec à Montréal.
38. Caudill, Steven, Ayuso et Mercedes (2005): « Fraud detection using a multinomial logit model with missing information », *Journal of Risk and Insurance*.
39. Chang, C. (1990): « The Dynamic Structure of Optimal Debt Contracts », *Journal of Economic Theory*, vol. 52, pp. 68-86.
40. Choe, C. (1998): « Contract Design and Costly Verification Games », *Journal of Economic Behavior and Organisation*, vol. 34, pp. 327-340.
41. Coestier, B. and N. Fombaron (2003): « Audit in Insurance », *Working Paper*, THEMA, Université de Paris X, Nanterre.
42. Cooter, R.D. and D. Rubinfeld (1989): « Economic Analysis of Legal Disputes and Their Resolution », *Journal of Economic Litterature*, vol. 27, pp. 1067-1097.
43. Cremer, H. Marchand, M. and Pestieau, P. (1990): « Evading, Auditing and Taxing: The Tax Complance Tradeoffs », *Journal of Public Economics*, vol. 43, pp. 67-92.
44. Crocker, Keith J. and Tennyson, Sharon (1996): « Contracting with Costly State Falsification: Theory and Empirical Results from Automobile Insurance », *mimeo, Departement of Economics, The Pennsylvania State University.*
45. Crocker, Keith J. and Tennyson, Sharon (1999): « Costly State Falsification or Verification? Theory and Evidence from Bodily Injury Liability Claims », in *Automobile Insurance: Road Safety, New Drivers, Risks, Insurance Fraud and Regulation*, G. Dionne and C. Laberge-Nadeau (Eds), Kluwer Academic Publishers, Boston. pp. 119-130
46. Crocker, Keith J. and Tennyson, Sharon (2002): « Insurance Fraud and Optimal Claims Settlement Strategies », *The Journal of Law and Economics*, vol. 45, 2

47. Crocker, Keith J. and Morgan, J. (1998): « Is Honesty the Best Policy? Curtailing Insurance Fraud Through Optimal Contracts », *Journal of Political Economy*, vol. 106, pp. 355-375.
48. Crocker, K. J. and A. Snow (1986): « The efficiency effects of categorical discrimination in the insurance industry », *Journal of Political Economy*, vol. 94, pp. 321-344.
49. Crocker, K. J. and A. Snow (1992): « The Social Value of Hidden Information in Adverse Selection Economies », *Journal of Public Economics*, vol. 48, pp. 317-347.
50. Cummins, J. D. and S. Tennyson (1992): « Controlling Automobile Insurance Costs », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 6, pp. 95-115.
51. Cummins, J. D. and S. Tennyson (1996): « Moral Hazard in insurance Claiming: Evidence from Automobile Insurance », *Journal of Risk and Uncertainty*, vol. 101, pp. 29-50.
52. D'Arcy et Derrig (2005): « The Economics of insurance fraud investigation: Evidence of a Nash equilibrium », *Working paper*, The Wharton School, University of Pennsylvania, Insurance and Risk Management Department.
53. Derrig, R.A. and V. Zicko (2000): « Prosecution Outcomes 1991 trough 1999 », Boston MA: Insurance Fraud Bureau of Massachusetts.
54. Derrig, R.A. (2002): « Insurance Fraud », *The Journal of risk and insurance*, vol. 69, N°3, pp. 271-287.
55. Derrig, R.A. and Weisberg, H.I. (2003): « Auto Bodily Injury Claim Settlement in Massachusetts », Document, Automobile Insurers Bureau of Massachusetts, 36p.
56. Derrig, R.A. et Ostaszewsky, K.M. (1995) : « Fuzzy techniques of pattern recognition in risk and claim classification », *Journal of Risk and Insurance*, volume 62, pp. 447 – 482.
57. Dewatripont, M. (1988): « Commitment through renegotiation-proof contracts with third parties », *Review of Economic Studies*, vol. 55, pp. 377-390.
58. Diamond, D.W. (1984): « Financial Intermediation and Delegated Monitoring », *Review of Economic Studies*, vol. 51, pp. 393-414
59. Dijk M. van (2005): « Litigation and audit quality, two experimental studies », SOM theme C, *Economic and Financial environment.*

60. Dionne , G. and Lasserre (1988): « Dealing with Moral Hazard and Adverse Selection Simultaneously », *Working Paper*, Economics Departement, Université de Montréal.
61. Dionne, G. and P. Viala (1992) : « Optimal design of financial contracts and moral hazard », *Working paper*, University of Montreal.
62. Dionne, G. and P. St-Michel (1991) : « Workers' Compensation and Moral Hazard », *Review of Economics and Statistics*, vol.73, 236-244.
63. Dionne, G. et al. (1992) : « Moral hazard, optimal auditing and worker's compensation », *Working paper*, University of Montreal.
64. Dionne, G. , Artis, M. Guillén, M. (1996): « Count Data Models For A Credit Scoring System », *Journal of Empirical Finance*, vol. 3, pp. 303-325.
65. Dionne, G. and R. Gagné (1997): « The non-Optimality of Deductible Contracts against Fraudulent Claims: An Empirical Evidence in Automobile Insurance », *Working Paper*, 97-05, Risk Manegement Chair, HEC Montréal.
66. Dionne G. (1998): « La mesure empirique des problèmes d'information », *Cahier de recherche 98-16*, ISSN 1206-3290, HEC Montréal.
67. Dionne, G. (2000): « The Empirical Measure of Information Problems with Emphasis on Insurance Fraud », *Handbook of Insurance*, G. Dionne, éd. Kluwer Academic Publishers, Boston, pp. 395-419.
68. Dionne, G. and R. Gagné (2001): « Deductible Contracts Against Fraudulent Claims:Evidence from Automobile Insurance », *The Review of economics and Statistics*, vol. 83, pp. 290-301.
69. Dionne, G. and R. Gagné (2002): « Replacement Cost Endorsement and Opportunistic Fraud in Automobile Insurance », *Journal of Risk and Uncertainty*, vol. 24, pp. 213-230.
70. Dionne, G. , F. Giuliano and P. Picard (2003): « Optimal Auditing for Insurance fraud », *Working Paper*, THEMA, Université de Paris X, the paper was presented to the 2003 Risk Theory Seminar in Atlanta and the insurance Fraud Conference in Newport, 2002.
71. Dionne, G. , F. Giuliano and P. Picard (2005): « Optimal auditing with scoring theory and application to insurance fraud », *Cahier de recherche N° 2005-037*, Ecole Polytechnique, CNRS, Laboratoire d'Econométrie.

72. Doherty, N. and P. Thistle (1996): « Adverse Selection, Commitment, and Regulation: Extension to an Evidence from Insurance Markets », *Journal of Political Economy*, vol. 102, pp. 209-235.
73. Dornstein, K. (1996): «Accidentally On purpose – The Making of a personal Injury Underworld in America ». St. Martin's Press, 468 pages.
74. Dye, R. A. (1986): « Optimal Monitoring Policies in Agencies », *Rand Journal of Economics*, vol. 17, pp. 339-350.
75. Ehrlich, I. (1972): « Participation in Illigitimate Activities: A theoretical and Empirical Investigation », *Journal of Political Economy*, vol. 80, pp. 521-565.
76. Erard, B. and J.S. Feinstein (1994): « Honesty and Evasion in the Tax Complance Game", Rand Journal of Economics », vol. 25, pp. 1-19.
77. Farber, H.S. and White, M.J. (1991): « Medical Malpractice: An Empirical Examination of the Litigation Process », *Rand Journal of Economics*, vol. 22, pp. 199-217.
78. Faure-Grimaud, A. Laffont, J.J. and D. Martimort (1999): « The endogenous Transaction Costs of Delegated Auditing », *European Economic Review*, vol. 43, pp. 1039-1048.
79. Friedman, D. et S. Sunder (1994): « Experimental Methods: A primer for Economists », Cambridge, UK and New York: Cambridge University Press.
80. Gale, D. and M. Hellwig (1985): « Incentive Compatible Debt Contracts: The One-period Problem », *Review of Economic Studies*, vol. 52, pp. 647-663.
81. Gollier, C. (1996) : « Optimal Insurance Of Approximate Losses », *Journal of risk and insurance*, vol. 63, N°3, pp.369-380.
82. Gollier, C. (1987): « Pareto-Optimal Risk Sharing with fixed Costs per Claim», *Scandinavation Actuarial Journal*, 62-73.
83. Graetz, M.J. , Reinganum, J. and Wilde, L. (1986) : « The Tax Compliance Game : Toward an interactive theory of law and enforcement », *Journal of Law,Economics and Organization*, vol.2, 1-32.
84. Greenberg, J. (1984): « Avoiding tax Avoidance: A (Repeated) Game Theoretic Approch », *Journal of Economic Theory*, vol. 32, pp. 415-426.
85. Grossman, S. and O. Hart (1983): « An analysis of the principal agent problem », *Econometrica*, pp. 7-45.
86. Harris et Townsend (1981): « Resource allocation under asymmetric information», *Economica*, volume 49, pp. 312 – 318.

87. Harris, M. and A. Raviv (1979): « Optimal Incentive Contracts with Imperfect information », *Journal of Economic Theory*, vol. 20, pp. 231-259.

88. Hey, J. et F. Mariateresa (1991): « Insurance and saving », *Applied Financial Economics, Taylor and Francis Journals*, volume 1, pp. 35-41.

89. Holmstrom, B. (1979): "Moral Hazard and Absorbability », *Bell Journal of Economics*, vol. 10 (1), pp. 74-91.

90. Hoy, M. (1989): « The Value of Screening Mechanisms under Alternative Insurance Possibilities », *Journal of Public Economics*, vol. 39, pp. 177-206.

91. Hoyt, R.E. (1989): « The effect of Insurance Fraud on the Economic System », *Jouranl of Insurance Regulation*, vol. 8, pp.304-315.

92. Huberman, G. , Mayers,D. et Smith, JR. (1983): « Optimal Insurance Policy Indemnity Scheules", *Bell Journal of Economics*, 14, 415-426.

93. Hyde C.E. et Vercammen J.A. (1997): « Costly Yield Verification, Moral Hazard, and Corp Insurance Contract Form », *Journal of Agricultural Economics*, Vol 48, pp. 393 – 407.

94. Innes, R.D. (1990) : « Limited Liability and Incentive Contracting with ex ante action choices », *Journal of Economic Theory*, vol.52, 45-67.

95. Jeffrey M. Lacker and John A. Weinberg (1989): « Optimal Contracts under Costly State Falsification», *Journal of Political Economy*, vol. 97, N°6

96. Kaplow, L. (1994): « Optimal Insurance Contracts When Establishing the Amount of Losses is Costly », *The Geneva Papers on Risk and Insurance Theory*, vol. 19, pp. 139-152

97. Kessler, D. (1995): « Fault, Settlement and Negligence Law », *Rand Journal of Economics*, vol.26, pp.296-313.

98. Khalil, F. and Parigi, B.M. (1994) : « Optimal Loan Size and Collection of Delinquent Consumer Accounts », mimeo, Université des Sciences Sociales de Toulouse.

99. Khalil, F. (1997): « Auditing without Commitment », *Rand Journal of Economics*, vol. 28, pp. 629-640.

100. Kihlstrom, R. and M. Pauly (1971): « The Role of Insurance in the Allocation of risk », *American Economic Review*, vol. 61, pp. 371-379.

101. Kinney, W. et L. McDaniel (1989): « Characteristics of firms correcting previously reported quarterly earnings », *Journal of Accounting and Economics*, pp. 71 -93.

102. Krasa, S. and A. Villamil (1994): “Optimal Contracts with Costly State Verification: The Multilateral Case », *Economic Theory*, vol. 4, pp. 167-187.

103. Kreutzfeldt R. et W. Wallace (1986): « Error characteristics in audit populations: their profile and relationships to environmental factors », *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, pp. 20 – 43.

104. Lacker and Weinberg (1989): « Optimal Contracts under Costly State Falsification », *Journal of Political Economy*, vol. 97, N°. 6, pp. 1345-1363.

105. Laffont, J.J. and J. Tirole (1986): « Using Cost Observation to Regulate Firms», *Journal of Political Economy*, vol. 94, pp. 614-641.

106. Ligon, J. A. and Thistle, P.D. (1996a): « Information Asymmetries and Informational Incentives in Monopolistic Insurance Markets », *The Journal of Risk and Insurance*, vol. 63, N° 3, pp. 434-459.

107. Ligon, J. A. and Thistle, P.D. (1996b): « Consumer Risk Perceptions and Information in Insurance Markets with Adverse Selection », *Geneva Papers on Risk and Insurance Theory*.

108. Loebbecke, J.K. et al. (1989): « Auditors’ experience with material irregularities: frequency, nature, and delectability », *Auditing: a Journal of Practice and Theory*, pp. 1 -2.

109. Lys, T. et R.L. Watts (1994): « Lawsuits against auditors », *Journal of Accounting Research*, p 65-93.

110. Major J.A. et Riedinger, D.R. (1992): « EFD: A hybrid knowledge/ statistical based system for the detection of fraud », *International Journal of intelligent systems*, Volume 7, pp. 687 -703.

111. Marter, S.S and H.I. Weisberg (1991): « Medical costs and automobile insurance: A report on bodily injury liability claims in Massachusetts », *Journal of Insurance Regulation*, vol. 9, pp. 382-421.

112. Melumad, N.D. and D. Mookherjee (1989): « Delegation as commitment: The case of income tax audits », *Rand Journal of Economics*, vol. 20, N° 2, 139-163.

113. Mezda, R. (1998): « The Cheat, You Pay », *Automobile Insurance: Road Safety, New Drivers, Insurance Fraud and Regulation*, G. Dionne and C. Laberge-Nadeau éd. Kluwer Academic Press, Norwell (MA), pp. 191-194.

114. Miyzaki, H. (1977): « The Rat Race and Internal Labor Markets », *Bell Journal of Economics*, vol. 8, pp. 394-418.

115. Moody's Investors Service 2000, RiskClac For Priviate Companies: Moody's Default Model, New Tork.

116. Mookherjee, D. and Png, I. (1989) : « Optimal Auditing , Insurance and redistribution », *The Quaterly Journal of Economics*, may 1989, 399-415.

117. Mooney, S.F and J.M. Salvatore (1990): « Insurance fraud project: Report on research », *Insurance Information Institute*.

118. Myerson (1981): « Optimal Auction Design », *Mathematics of Operations Research*, vol. 6, pp. 58-73.

119. Nielson, N.L. and A.E. Kleffner (2003) : « Auto Insurance Reform for Canada's Tort Provinces », *Working Paper 2003-04*, Haskayne School of Business, University of Cagary.

120. Picard , P. (1987): « On the design of incentive Schemes under Moral Hasard and Adverse selection », *Journal of Public Economics*, vol.33, pp. 305-331.

121. Picard, P. (1996) : « Auditing Claims in Insurance Market with Fraud », *Working Paper* 9420, CEPREMAP.

122. Picard, P. (1996a) : « On the design of Optimal Insurance policies under Manipulation of Audit Cost », *mimeo*, THEMA, University Paris X-Nanterre and CEPREMAP.

123. Picard, P. (1996b) : « Auditing Claims in Insurance Market with Fraud : The Credibility issue », *Journal of Public Economics*, vol.63, 27-56.

124. Picard, P. (1999) : « Analyse économique de l'expertise », *Problème Economique* n°2.625.

125. Picard, P. (1996) : « La fraude à l'assurance quelques éléments d'analyse », *Risque* N°27, 171-176.

126. Picard, P. (2000) : « On the design of Optimal Insurance policies under Manipulation of Audit Cost », *International Economic review*, vol. 41, pp. 1049-1071.

127. Picard, P. (2000) : « Economic Analysis of Insurance Fraud », *Handbook of Insurance*, Ed. G. Dionne, Kluwer Academic Publishers.

128. Picard, P. Fagart, M-C (1999) : « Optimal Insurance Under Random Auditing », *The Geneva Papers on Risk and Insurance Theory*, 24; 29-54

129. Polinski, A. Michell and Shavell, Steven (1979) : « The Optimal Tradeoff between the Probability and Magnitude of Fines », *The American Economic Review*, vol. 69, N°.5, 880-891.

130. Pratt, J. et J.D. Stice (1994): « The effects of client characteristics on auditor litigation risk judgements, required audit evidence, and recommended audit fees », *Accounting Review*, pp. 639 – 656.

131. Prescott, E. and R. Townsend (1984): « Pareto Optimal and Competitive Equilibria with Adverse Selection and Moral Hazard », *Econometrica*, pp. 21-46.

132. Puelz, R. and Snow, A (1995) : « Optimal Incentive Contracting with Ex ante and Ex post Moral Hazards : Theory and Evidence », *mimeo*, Souther Metodist University, University of Georgia.

133. Puelz, R. and Snow, A (1994) : « Evidence on Adverse Selection : Equilibrium Signaling and Cross-Subsidization in the insurance market », *Journal of Political Economy*, vol.102, N°.2, 237-257.

134. Radner, R. (1968): « Competitive equilibrium under Uncertainty », *Econometrica*, vol. 36, pp. 31-58.

135. Raviv, A. (1975): « Mathematical Models for Optimal Insurance Policy Selection », *Ph. D. dissertation, Northwestern University*.

136. Raviv, A. (1979): « The Design of an Optimal Policy », *American Economic Review*, vol. 69, n°1

137. Reinganum, J. and L. Wilde (1985): « Icome Tax Compliance in a Principal Agent Framework », *Journal of Public Economics*, vol. 26, pp. 1-18.

138. Reinganum, J. and L. Wilde (1986): « Equilibrium Verification and Reporting Policies in a Model of Tax Compliance », *International Economic Review*, vol. 27, pp. 739-760.

139. Rejessus (2003): « Ex post Moral Hazard in Corp Insurance: Costly state verification or falsification? », *Economic Issues*, volume 8, Part 2.

140. Rothschild, M. and J. Stiglitz (1976): « Equilibrium in Competitive Insurance Markets: An easy on the Economics of Imperfect Information », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 90, pp. 629-650.

141. Sah. Raaj K. (1991): « Social Osmosis and Patterns of Crime", *Journal of Political Economy*, vol. 99, N°. 6, 1272-1295.

142. Sanchez and Sobel (1993): « Hierarchical design and enforcement of income tax policiers », *Journal of Public Economics*, volume 50, Issue 3, March 1993, pp. 345 – 369.

143. Schwartz K.B. (1982): « Accounting changes by companies facing possible insolvency », *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, pp. 32-43.

144. Schiller (2002): « The Impact of Insurance Fraud Detection Systems », *Working Paper*, Hamburg University.

145. Schiller (2003): « The Impact of Insurance Fraud Detection Systems », *Institute of Risk and Insurance*, Hamburg University.

146. Schiller (2005): « The Impact of Insurance Fraud Detection Systems », WHU – Otto Beisheim Graduate School of Management.

147. Shavell, S. (1979): « On Moral Hazard and Insurance », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 93, pp. 541-562.

148. Shawn M.D et Dana Y.H. (2005): « An experimental investigation of non-audit service fees and investors' perceptions of auditor independence: Post-Enron Era », *BAA Auditing SIG conference 2005, 15th National Auditing Conference, Aston Business School.*

149. Smith, V. (1976): «Experimental Economics: Induced Value Theory", *American Economic Review*.

150. Spence, M. (1978): « Product Differentiation and Performance in Insurance Markets », *Journal of Public Economics*, vol. 10, pp. 427-447.

151. Spence, M. and R. Zeckhauser (1971): « Insurance, Information and Individual Action », *American Economic Review*, vol. 61, pp. 380-387.

152. Stadler M. et Castrillo P. (2002) : « Auditing with signals », *Economica*, volume 69, pp. 1-20.

153. Stewart, J. (1994): « The Welfare Implication of Moral Hazardand Adverse Selection in Competitive Insurance Markets », *Economic Inquiry*, vol. 32, pp. 193-208.

154. Stice, J.D (1991): « Using financial and market information to identify pre-engagement factors associated with lawsuits against auditors », *The Accounting Review*, pp 516-533.

155. Stiglitz, G.J. (1977): « Monopoly, non Linear Pricing and Imperfect Information: The Insurance Market », *Review of Economic Inquiry*, vol. 32, pp. 193-208.

156. Sykes, A.O. (1996): « Bad Faith' Breach of Contract by First-Party Insurers », *Journal of Legal Studies*, Vol. 25, pp. 405-444.

157. Tennyson, S. and Salmsa-Forn, P. (2002): « Claims Auditing and Automobile Insurance: Fraud Detection and Deterrence Objectives », *The Journal of Risk and Insurance*, vol.69, N°3, pp. 289-308.

158. Townsend, R. (1988): « Information Constrained Insurance: The révélation Principle Extended », *Journal of Monetary Economics*, vol. 21, pp. 411-450.

159. Townsend, R. (1979): « Optimal Contracts and Competitive Markets with Costly State Verification », *Journal of Economics Theory*, vol.21, 265-293.

160. Van Shiou Yang et San-Yih Hwang (2006): « A process-mining framework for the detection of healthcare fraud and abuse », *Expert Systems with application*, Volume 31, Issue 1, pp. 56 – 68.

161. Viaene, S., B. Dedene et R.A. derrig (2005): « Auto claim fraud detection using Bayesian learning neutral networks », *Expert Systems with Application*, volume 29, Issue 3, October 2005.

162. Viaene, S. Derrig, R.A. Baesens, B. Dedene, G. (2002): « A comparison of state-of-the art classification techniques for expert automobile insurance claim fraud detection », *Journal of Risk and insurance*, volume 69, pp. 373 -421.

163. Viaene, Ayuso et Guillen (2005): « Strategies for detecting fraudulent claims in the automobile insurance industry », *European Journal of Operational Research*.

164. Weisberg, H.I. and R.A. Derrig (1991): « Fraud and automobile insurance: a report on the baseline study of bodily injury claims in Massachusetts », *Journal of Insurance Regulation*, vol. 9, 427-451.

165. Weisberg, H.I. and R.A. Derrig (1992): « The system misfired », *Best's Review*, December, 37-40.

166. Weisberg, H.I. and R.A. Derrig (1993): « Quantitative methods for detecting fraudulent automobile bodily injury claims », *mimeo*.

167. White paper on insurance fraud (2000), National Insurance fraud Forum organized by the Coalition Against Insurance fraud, the International Association of Special Investigation Units and the National Insurance Crime Bureau, Washington, D.C.

168. Wilson, C. (1977) : « A model of insurance markets with incomplite information », *Journal of Economic Theory*, vol. 16, 167-207.

169. Williamson, S.D. (1986): « Costly monitoring, Financial Intermediation, and Equilibrium Credit Rationing », *Journal of Monetary Economics*, vol.18, pp. 159-179.

170. Williamson, S.D. (1987): « Costly Verification, Loan Contracts and Equilibrium Credit rationing », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 102, pp. 135-145.

171. Winton, A. (1995): « Costly State Verification and Multiple Investors: The Role of Seniority », *The Review of Financial Studies*, vol. 8, pp. 91-123.

Ouvrages:

1. Alban THOMAS : « Econométrie des variables qualitatives », édition DUNOD, (2000)
2. Bernard SALANIE: « Théorie des Contrats », édition ECONOMICA (1994)
3. C. MONTET, et D. SERRA: « Game Theory and Economics », Palgrave Macmillan (2003)
4. Dominique HENRIET et Jean Charles ROCHET : « Microéconomie de l'assurance », édition Economica, (1991)
5. Georges DIONNE and Claire LABERGE NADEAU : « Automobile Insurance : Road Safety, New Drivers, Risks, Insurance Fraud and Regulation », édition KLUWER ACADEMIC PUBLISHERS, (1999)
6. Georges. DIONNE : « Handbook of Insurance » , edition KLUWER Academic Publishers. (2000)
7. Georges Dionne: « Contributions to Insurance Economics » Norwell, Mass.: Kluwer Academic Publishers, (1991)
8. J. KUGEL, and A. ROTH: « Handbook of Experimental Economics», édition New York OXFORD
9. William GREENE : « Econométrie », édition française dirigée par Didier Schlacther, Théophile Azomahou, Nicolas Couderc, Stéphanie Monjon et Phu Nguyen Van, PEARSON Education, 5ème édition (2005).

Tables des matières

Résumé : Ce travail propose une approche expérimentale de la fraude à l'assurance. Nous présentons d'abord les deux principaux paradigmes qui ont été développés dans la littérature économique pour analyser la fraude à l'assurance d'un point de vue théorique : les mécanismes de vérification coûteuse et les mécanismes de falsification coûteuse. Selon l'hypothèse de vérification coûteuse, l'assureur vérifie les déclarations de dommages en supportant un coût d'audit. Cette procédure peut être déterministe ou aléatoire. Selon l'hypothèse de falsification, c'est l'assuré qui engage certains frais visant à rendre l'audit imparfait. L'assureur est, par conséquent, incapable de détecter la fraude avec certitude. Parallèlement à cette modélisation, l'expérimentation menée dans ces contextes, confirme que l'audit aléatoire domine l'audit déterministe et que l'application d'une sanction sévère permet de dissuader la fraude, d'atténuer l'ampleur de la falsification et de compenser la mauvaise qualité de l'audit.

Mots clefs : Fraude, Audit parfait, Audit imparfait, Falsification.

Abstract: This work provides an experimental approach to insurance fraud. We Study the links between the two main paradigms of the literature: the costly state verification and the costly state falsification. Under costly verification, claims may be investigated at some cost by the insurer, via audit strategies. Audit can be deterministic or random. Under costly falsification, policyholders invest in private activities in order to increase the imperfection of audit. It is impossible for the insurer to detect fraud with certainty. We also have recourse to an experimental study to test theoretical predictions. Our experiments confirm that random audit dominates deterministic audit, and that insurance companies attempt to reduce (or even eliminate) fraud with a penalty imposed upon defrauders. These politic aims to alleviate the falsification magnitude and to compensate the bad quality of audit.

Key Words: Fraud, Perfect Audit, Imperfect Audit, Falsification.